هال السياهة والفنادق

المجمود الشانعي

دكتور / محمد الزنفلي

4..0

# الباب الأول

التوزيع الطبيعي وتطبيقاته

### الباب الأول

### التوزيع الطبيعي وتطبيقاته

يشتمل هذا الباب على ثلاثة فصول هي : -

الفصل الأول: التوزيع التكراري المعتدل كمدخل لدراسة التوزيع الطبيعي .

الفصل الثانى : دوال التوزيع الطبيعي .

الفصل الثالث: تطبيقات.

### الفصل الأول

## التوزيع التكراري المعتدل كمدخل لدراسة التوزيع الطبيعي

1

### أولا : الوصف الإحصائي باستخدام التكرارات المطلقة :

١-العرض الجدولي والبياني (المدرج، المضلع، المنحنى) .
 ٢-القياس الإحصائي (النزعة المركزية، التشيتت، الالتواء،

٣-خصائص التوزيع .

التفرطح)

### ثانيا : الوصف الإحصائي باستخدام التكرارات النسبية (الاحتمال الاحصائي)

١-العرض الجدولي البياني (المدرج، المضلع، المنحني)

٢-القياس الإحصائي (النزعة المركزية ، التشينت ، الالتواء ،
 التفرطح )

٣-خصائص التوزيع .

#### أولا : الوصف الإحصائي باستخدام التكرارات المطلقة :

سبق للطالب دراسة التوزيع التكراري الماتــوي والمعتـدل فــي الجزء الأول من هذا الكتاب ، وفي الجزء الثاني هذا سيتم تناول التوزيــع التكراري المعتدل فقط لكن بصورة أكثر تفصيلا ، ذلك لأن معظم ظواهـو الحياة تأخذ شكل التوزيع التكراري المعتدل ، ومن ثم يمثل هذا التوزيــع المعتدل ، ومن ثم يمثل هذا التوزيــع أهمية كبيرة في الدراسات الإحصائية ، والمثــال التـالي بمثابــة أعــادة وكتمهيد للدراسة التفصيلية للتوزيع التكراري المعتدل .

#### المثــال

الجدول التالي هو توزيع تكراري معتدل لامتحان ١٢٨ طالب فـــى مــادة الإحصاء:

					, ,					
المجموع	۸۰-۷۰	٧٠-٦٠	10.	0,-2,	21.	11.	71.	1	فئات	100
177	1	٧	۲۱	٣٥	70	۲۱	γ	١	تكر ار ات	

#### والمطلوب:

١-العرض الجدولي والبياني للتوزيع .



٧- قياس النزعة المركزية والتشتت والالتواء والتفرطح .

٣- خصائص التوزيع .

#### الحسل

#### (١) العرض الجدولي والبياني للتوزيع التكراري المعتدل:

أ - المدرج التكراري المعتدل:

يتضح من العرض الجدولي والبياني التاليين شكل المدرج التكراري المعتدل ويلاحظ ما يلي: -

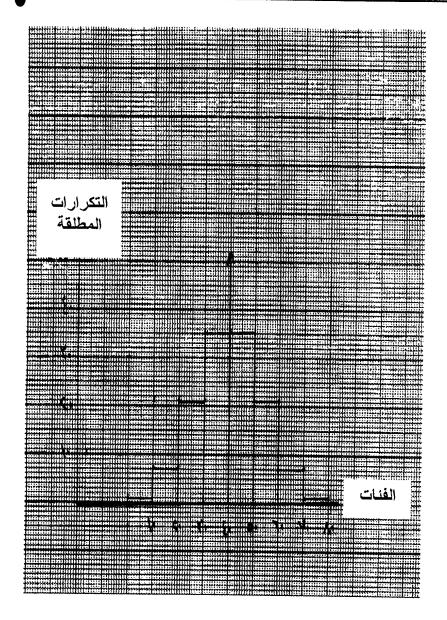
- \* أن قواعد المستطيلات متساوية وهي عبارة عن طول الفئية ،
  وأن ارتفاع كل مستطيل عبارة عن تكرار الفئة المناظر ، وقد وأن ارتفاع كل مستطيل عبارة عن تكرار الفئة المناظر ، وقد تم التعويض عن طول الفئة بالرقم واحد طالما أن طول الفئية بالرقم واحد طالما أن الفؤل الفؤ
- \* أن المدرج التكراري المعتدل متماثل حيث أن عدد المستطيلات قبل قبل المنتصف تماثل عدد المستطيلات بعد المنتصف ، وأن محور التماثل يوازي المحور الرأسي (محور التكرارات) .



## العرض الجدولي للمدرج التكراري المعتدل:

التكرارات (المساحات)	مساحة المدرج	الفئات
المطلقة	(مساحات المستطيلات)	
1	1 × 1	١٠ - ٠
٧	<b>Y</b> × 1	۲۰ – ۱۰
۲۱	<b>Y</b> 1 × 1	۳۰ – ۲۰
40	70 × 1	٤٠ – ٣٠
٣٥	40 × 1	0· _ ź·
	** * 1 × 1	٦٠ _ ٥٠
٧	٧×١	٧٠ _ ٦٠
	۱×۱	۸۰ – ۷۰
147		المجموع





المدرج التكراري المعتدل

ب- المضلع التكر أري المعتدل:

يتضح من العرض الجدولي والبياني التاليين شكل المضلع التكراري المعتدل ويلاحظ ما يلي:

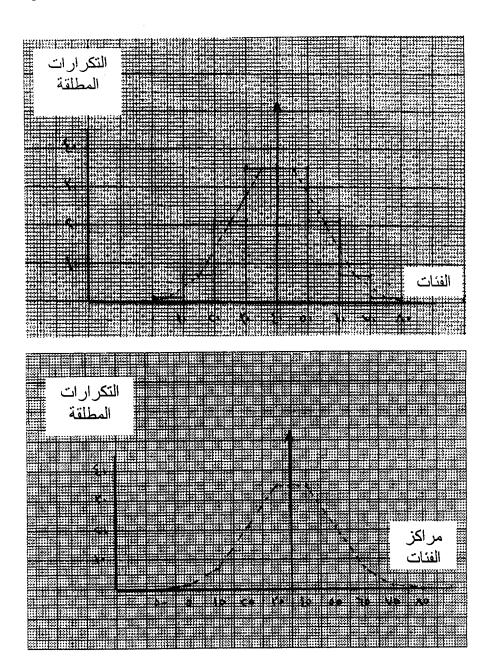
- \* أن توزيع المساحة تحت المضلع التكراري المعتدل متماثلة حيث تماثل شبة المنحرفات والمثلث قبل المنتصف مع شبه المنحرفات والمثلث بعد المنتصف ، وأن محور التماثل يوازي المحور الرأسي (محور التكرارات) .
- \* أن مجموع مساحات (تكرارات) شبه المنحرف بالإضافة إلى مساحة المثلثين يساوي مجموع التكرارات المطلقة .



## العرض الجدولي للمضلع التكراري المعتدل:

المساحات (التكرارات)	مساحة النضلع	
المطلقة	(مساحات شبه المنحرف + مساحة المثنثين )	الفنات
٠,٥	$1 \times 1 \times \frac{1}{7} = $ امساحة العثالث المثالث ا	0 _ 0-
٤,٠	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(1+7)\times 1$	!
١٤,٠	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(1+1)\times 1$	Y0 _ 10
۲۸,۰	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(77+7)\times 1$	ro _ ro
٣٥,٠	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(07+07)\times 1$	£0 _ 40
۲۸,۰	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(77+7)\times 1$	00 _ 20
١٤,٠	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(17+7)\times 1$	70 _ 00
ź, •	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(Y+1)\times 1$	Y0 _ 70
٠,٥	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{Y} \times 1 \times 1$	Λο - Yo
177		المجموع





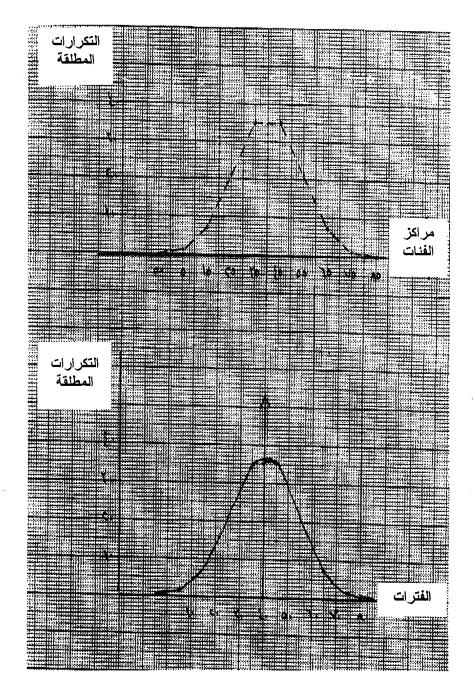
المضلع التكراري المعتدل

#### ج\_- المنحنى التكراري المعتدل:

يتأتي المنحني النكراري إذا ما زادت عدد نقاط المضلع التكراري لدرجة تصبح معها هذه النقاط متماسة فيتشكل المنحني، وهنا يصبح مجال المنحني أي المحور الأفقي على شكل فـــترات وليس فئات أو مراكز الفئات ، ويسمي المنحني التكراري المعتدل بالمنحني الطبيعي أو التوزيع الطبيعي حيث يمثل معظم الظواهر الطبيعية في الحياة ، ويتضح هذا المنحني في العرض البياني التالي .

وقد تم تناول العرض البياني هذا بدون العرض الجدولي والسبب أن ذلك يتطلب استخدام دالة كثافة التوزيع التكراري المعتدل والتي سترد في الفصول القادمة .





المنحني التكراري المعتدل



## (٢) قياس النزعة المركزية والتشتت والالتواء والتفرطح:

يكتمل الوصف الإحصائي للتوزيع إذا ما نسم قياس النزعة المركزية للتوزيع وكذا تشنته والتواءد وتفرطحه.

\* قياس النزعة المركزية للتوزيع

\* المتوسط الحسابي ( س-)

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

س ك	مراكز الفئات	التكرارات	. 16.11
	(س)	(살)	الفئات
٥	٥	1	١٠ - ٠
1.0	10	Υ	۲۰ – ۱۰
070	40	۲۱	٣ ٢.
1770	40	٣0	٤٠ – ٣٠
1040	٤٥	٣0	0 · _ 2 ·
1100	00	۲۱	7 0.
200	५०	٧	٧٠ – ٦٠
٧٥	٧٥	١	۸۰ – ۷۰
017.	1	۱۲۸	المجموع



#### \* الوسيط (ط):

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

تكرار متجمع صاعد	الحدود العليا للفئات	التكرارات (ك)	الفئات
١	١	, 1	$(1 \cdot - \cdot)$
٨	۲. –	٧	$(Y \cdot - Y \cdot)$
۲۹	۳. –	۲١	(٣٠ – ٢٠)
٦٤	ź . –	٣0	(í· – ٣·)
99	0	٣٥	(0· _ ٤·)
١٢	۳. –	71	(٦٠ – ٥٠)
١٢٧	٧. –	٧	(Y - \ \)
١٢٨	۸. –	١	(A · - Y · )
/	1	١٢٨	المجموع

$$7\xi = \frac{17}{7} = \frac{17}{7}$$
 تكرار الوسيط =  $\frac{2}{7}$  .. تكرار الوسيط =  $\frac{17}{7}$ 

، ٠٠٠ الفئة الوسيطية هي الفئة التي تقابل تكررار الوسيط من جدول

المتجمع الصاعد .

ن الفئة الوسيطية هي ( - ٤٠ )

$$\frac{J \times \sqrt{\Box}}{\sqrt{\Box + \sqrt{\Box}}} + \psi = \underline{L} : ...$$

$$\xi \cdot = \frac{J \times \sqrt{\Box}}{\sqrt{\Box + \sqrt{\Box}}} + \xi \cdot = \underline{L} : ...$$



### المنوال (م):

#### تكوين الجنول الإحصائي اللازم:

التكرارات (ك)	الفئات
١	(1:)
Y	$(7 \cdot - 1 \cdot)$
71	(m· - m·)
٣٥	(٤· = ٣·)
٣٥	$(\circ \cdot - i \cdot)$
۲۱.	(· · - · ·)
Y	( ۰ - ۰ ۲)
1	(^ - Y · )
١٢٨	المجموع

: الفئة المتوالية هي التي تقابل أكبر تكرار من الجدول التكراري

العادي .

$$\frac{J \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v \times v}{v \times v} + v = \frac{v \times v}{v \times v} + v$$



#### قياس التشتت للتوزيع:

### \* التباين والانحراف المعياري

### تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

س کے	س ك	<sub>س</sub>	(설)	الفئات
70	0	0	١	١٠ _ ٠
1000	1.0	10	٧	۲۰ – ۱۰
17170	070	40	۲۱	۳۰ – ۲۰
٤٢٨٧٥	1770	٣٥	٣٥	٤٠ _ ٣٠
٧٠٨٧٥	1070	٤٥	٣٥	0, _ į,
77070	1100	00	۲۱	٦٠ _ ٥٠
79070	٤٥	२०	٧	٧٠ _ ٦٠
0770	٧٥	٧٥	١ .	۸۰ – ۲۰
7777	017.	1	١٢٨	المجموع

$$\left(\frac{\circ \setminus Y \cdot \cdot}{\setminus Y \wedge \wedge}\right) - \frac{Y \vee Y \cdot \cdot \cdot}{\setminus Y \wedge} =$$



وبقياس الالتواء للتوزيع محل الدراسة باستخدام مقاييس النزعة المركزية ومقاييس انتشتت الناتجة فارن:

.. التوزيع التكراري محل الدراسة توزيع معتدل (مبادئ الإحصاء) .

### الالتواء والتفرطح باستخدام العزوم:

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

,,	ح' ك	ح کی	ح <sup>ا</sup> ك	ح ك	(س – <del>س</del> ) ح	<u>س</u>	(也)	الفئات
	10770	£7140-	1770	۳٥-	<b>70</b> -	0	١	١٠ - ٠
ء	775770	1.9870-	£770	140-	Y0-	10	٧	۲۰ – ۱۰
	1.77170	٧٠٨٧٥-	1440	<b>710</b> -	10-	70	۲۱	۳۰ – ۲۰
بد	71110	£470-	۸۷٥	140-	o-	40	٣٥	٤٠ - ٣٠
	71110	१७४०	۸۷٥	140	٥	٤٥	٣٥	٥٠ _ ٤٠
	1.77170	٧٠٨٧٥	٤٧٢٥	710	10	00	71	٦٠ _ ٥٠
	7745470	1.9870	٤٣٧٥	140	70	70	٧	٧٠ - ٦٠
	10770	67770	1770	٣٥	٣٥	٧٥	١	۸۰ – ۷۰
	1.75	صفر	775	صفر	صفر	1	177	المجموع



$$\frac{\gamma'}{r} = \frac{\gamma'}{r}$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{i} \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{i} \sum_{j$$

$$= \frac{\text{cut}}{17\Lambda} - \left( \frac{\text{cut}}{17\Lambda} \times \frac{775.0}{17\Lambda} + 7 \left( \frac{\text{cut}}{17\Lambda} \right)^{7} \right)$$

معامل الالتواء = 
$$\frac{(\cdot)}{(100)}$$
 = صفر.

. التوزيع التكراري محل الدراسة توزيع معتدل (مبادئ الاحصاء)

<sup>&</sup>quot; هي نفس النتيجة السابقة لقيمة التباين (العزم الثاني هو التباين).

$$=\frac{-171}{171} \times \frac{-id}{171} \times \frac{-id}{171} \times \frac{-id}{171} \times \frac{-id}{171} = \frac{-id}{171}$$

$$\frac{\Lambda \Gamma 1 \Gamma 0}{\Gamma 1 \Gamma 0} = \frac{\Lambda \Gamma 1 \Gamma 0}{\Gamma 1 \Gamma 0} = \frac{\Lambda \Gamma 1 \Gamma 0}{\Gamma 1 \Gamma 0}$$
 ... معامل التفرطح =  $\frac{\Lambda \Gamma 1 \Gamma 0}{\Gamma 1 \Gamma 0}$ 

r ≈ Y, V1 2r =

### (٣) خصائص التوزيع:

أ\_ س = ط = م = (٠٠ في المثال محل الدراسة)

ب- التباين = ١٧٥ ، الانحراف المعياري = ١٣,٢٢٨٨

ج معامل الالتواء = صفر

 $\sigma = -$ معامل التفرطح =  $T, V1 \stackrel{.}{\epsilon} T = -$ معامل التفرطح



## ثانيا: الوصف الإحصائي باستخدام التكسرارات النسبية (الاحتمال الاحصائي ) :

١- العرض الجدولي والبياني : (المثال محل الدراسة)

لنسبي المعتدل:	الجدول الإحصائي اللازم للمدرج التكراري
····	*

التكرار النسبي (الاحتمال الاحصائي)	التكرار المطلق	الفئات
٠,٠٠٨٠	١	١٠
٠,٠٥٤٦	٧	۲۰ – ۱۰
٠,١٦٤٠	۲۱	r r.
٠,٢٧٣٤	٣0	٤٠ – ٣٠
٠,٢٧٣٤	٣٥	٥, _ ٤,
٠.١٦٤٠	71	٦٠ _ ٥٠
٠,٠٥٤٦	٧	٧. – ٦.
٠,٠٠٨٠	١	۸۰ - ۷۰
1	۱۲۸	المجموع

### الجدول الإحصائي اللازم للمضلع التكراري النسبي المعتدل :

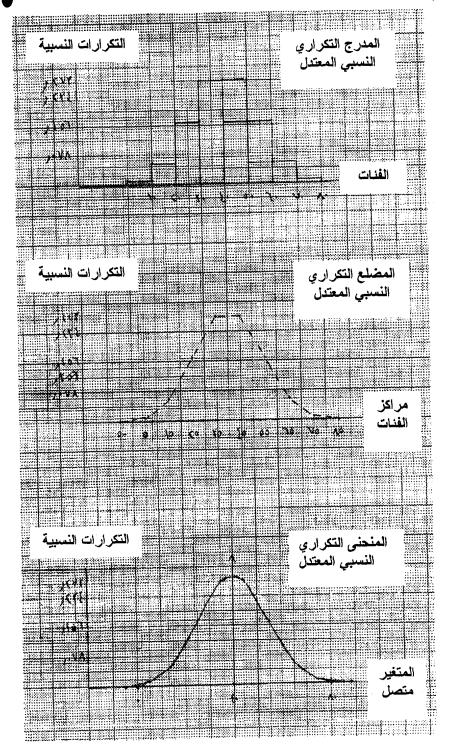
التكرار النسبي (الاحتمال الاحصائي)	التكرار المطلق	مراكز الفئات
٠,٠٠٨٠	1	0
٠,٠٥٤٦	γ	10
٠,١٦٤٠	. ۲۱	70
٠,٢٧٣٤	٣٥	٣٥
٠,٢٧٣٤	٣٥	. 80
٠.١٦٤٠	۲۱	٤٥
٠,٠٥٤٦	٧	70
٠,٠٠٨٠	١	٧٥
1	۱۲۸	المجموع



## الجدول الإحصائي اللازم للمنحني التكراري النسبي المعتدل:

ح متجمع صاعد	التكرار النسبي (الاحتمال الإحصائي) ح	التكرار المطلق	الفترات
٠,٠٠٨٠	٠,٠٠٨٠	١	1.≥
٠,٠٦٢٦	٠,٠٥٤٦	٧	7.≥
۰,۳۲٦٦	٠,١٦٤٠	71	₩, ≥
.,0	•, ४٧٣٤	۳٥	٤٠≥
٠,٧٧٣٤	٠,٢٧٣٤	٣٥	o, ≥
·,9٣V £	٠,١٦٤٠	۲۱	٦٠≥
٠,٩٩٢٠	٠,٠٥٤٦	<b>Y</b>	٧٠≥
١,٠٠٠	٠,٠٠٨٠	١	۸٠≥
/	١	١٢٨	المجموع





¢



ويتضح من العرض الجدولي والبياني الملاحظات التالية:

- أ أن التكرار النسبي للفئة عبارة عن التكرار المطلق للفئة مقسوما على المجموع الكلي للتكرارات .
- ب- أن مجموع التكرارات النسبية يساوي الواحد الصحيح ، وهذه قاعدة لاء والمحتادة المحتادة المحتا
- جــ أن الأشكال الثلاثة متماثلة ، وأن محور التماثل بــ وازي المحـور الرأسي أي محور التكرارات النسبية ، كما أنه يقسم مساحة الشـكل عند المنتصف إلى قسمين متساويين في المساحة ، وأن كـل قسم يساوي ٥٠ و ، أو ٥٠ من مساحة الشــكل والتــي تسـاوي الواحـد الصحيح أو المجموع الكلي للتكرارات .
- ع عند رسم الأشكال الثلاثة قد اتبعت نفس الخطوات فى حالة التكرارات المطلقة .

٢- القياس الإحصائي: (المثال محل الدراسة)

إذا تعاملنا مع بيانات التوزيع على أنها تكرارات نسبية فإنه يمكن القياساس



الإحصائي للتوزيع كما يلي (سيكتفي بقياس المتوسط الحسابي والانحراف المعياري):

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

\$

Y		التكرار النسبي أو	مراكز
س ٔ ح	س ح سيسيان	الاحتمال الاحصائي (ح)	الفئات (س)
٠,٢	•,• ٤ •	٠,٠٠٨٠	٥
17,710	٠,٨١٩	٠,٠٥٤٦	10
1.7,0	٤,١	٠,١٦٤٠	70
mm8,910	१,०५१	٠,٢٧٣٤	٣٥
007,770	17,4.4	٠,٢٧٣٤	<b>{</b> 0
197,100	9,. 7 .	٠,١٦٤٠	٤٥
74.770	4,057	٠,٠٥٤٦	70
٤٥,٠٠٠	٠,٦٠٠	٠,٠٠٨٠	٧٥
1770,87	٤٠	١	المجموع

المتوسط الحسابي 
$$(\overline{w}) = \frac{\cancel{2}}{\cancel{2}}$$
 المتوسط الحسابي

.. س (U) أي التوقع = ٤٠



التوزيع الاحتمالي .

17.. - 1770,77 =

. ن ع

170,77 =

140 =

14,444 =

٠. ع

وهذه هي نفس النتائج في حالة التكرارات المطلقة .

#### الفصل الثاني

#### دوال التوزيع الطبيعي

#### أولا : دالة التوزيع الطبيعي :

١ - الشكل الرياضي للدالة .

٧-استخدام الدالة في إيجاد التوزيع.

٣-القياس الإحصائي للتوزيع الناتج .

٤-خصائص التوزيع الناتج .

#### ثانيا : دانة التهزيع الطبيعي المياري :

١- الشكل الرياضي للدالة .

٢-استخدام الدالة في إيجاد التوزيع.

٣-القياس الإحصائي للتوزيع الناتج .

٤-خصائص التوزيع الناتج .

#### ثالثا : دالة كثافة التوزيج الطبيعي المعياري :

**5** 

١-الشكل الرياضي للدالة .

٢-استخدام الدالة في إيجاد كثافة التوزيع (الاحتمال الإحصائي)

٣-جنول توزيع ( ى )



;;

#### أولا : دالة التوزيع الطبيعي :-

#### ١ – الشكل الرياضي للدالة:

#### حيـث :

س : متغير إحصائي يتبع توزيع طبيعي .

د (س) : الارتفاع التكراري النسبي لقيم المتغير س.

س : المتوسط الحسابي .

ع: الانحراف المعياري.

ط: النسبة التقريبية (٣,١٤١٦)

هـ : اللوغاريتم الطبيعي ( ٢,٧١٨ )

#### ٢ - استخدام الدالة في إيجاد التوزيع:

تفيد دالة التوزيع الطبيعي في أنه يمكن استخدامها في ايجاد التوزيع التكراري لمتغير إحصائي (س) يتبع توزيع طبيعي إذا علم عنه متوسطه الحسابي وانحرافه المعياري. وعلى ذلك إذا ما تهم اعتبار أن



المتغير الإحصائي (س) عبارة عن مراكز الفئات في المثال محل الدراسة أي ٥، ١٥، ٢٥، ٣٥، ٥٥، ٥٥، ٥٥ فإنه يمكن باستخدام هذه الدالة إيجاد التوزيع التكراري لهذا المتغير طالما معلوم أن متوسطه الحسابي ٤٠، وانحرافه المعياري ١٣,٢٢٨ ويتطلب ذلك تكوين الجدول الإحصائي اللازم التالي والذي يلاحظ عليه ما يلي:

أ- أن التوزيع التكراري الناتج من الدالة يشبه لحد كبير التوزيع التكواري للبيانات الأصلية .

- ب أن مجموع د (س) يساو*ي* ٠,١ .
- ج أن د (س) × ۱۰: هو الارتفاع النسبي للمفردة س باعتبارها مركز الفئة مضروبا في طول الفئة ۱۰ والناتج هو التكرار النسبي للفئة ومجموعه يساوي الواحد الصحيح، وهذا يتفق مع خاصية أن مجموع التكرارات النسبية لأي توزيع تكراري يساوى الواحد الصحيح.

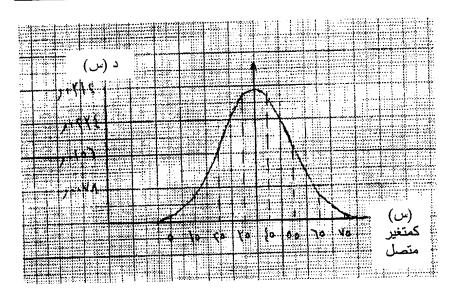


## تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

د(س) ×۱۲۸×۱۰	د(س) ۱۰×	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	ښ
1,107	٠,٠٠٩	·,···٩ - \frac{1}{\tau_0 \tau_0 \tau_	٥
7,077	٠,٠٥١	·,····································	10
1.,701	٠,١٥٩	<b>,</b>	40
T0,971	٠,٢٨١	·,· ۲۸۱ =	70
rc,97A	۱۸۲,۰	- ۱۸۲۰۰	£0
7.,707	٠,١٥٩	۰,۰۱٥٩ –	00
7,077	٠,٠٥١	.,٥١ -	٦٥
1,107	۰,۰۰۹	•,•• <b>٩ =</b>	Ye
171	١	., <b>\ -</b> ]	المجموع



لطبيعى	دالة التوزيع ا	التكراري ب		التوزيع التكرازى الأصلى						
تكرار متجمع صاعد			تكرار	تكرار	تكرار متجمع صاعد		تكرار	تكرار	الفئات	
نسیی	مطلق	2	نسبی	مطلق	نسبى	مطلق	≥	نسبی	مطلق	
	1,101	۱۰≥	.,4	1,101		١,	۱۰≥		١,	١ ،
.,.*.	۰۸۶,۷	۲۰≥	31	۸۲۵,۳	.,.444	٨	۲۰≥	.,.967	٧	٧ ١.
.,414	1441	۲۰≥	.,101	7.,707	.,٣٢٦٦	14	۲۰≥	.,176.	۲,	۳ ۲.
٠.، د	75,	٤٠≥	٠,٢٨١	70,47A		7.6	≤ ۰۰	., 7774	۲٥	£ T.
۸۷۷.۰	44,454	≤ ٠٠	۲۸۲.	40,474	.,٧٧٣٤	44	≥ ۰۰	., 7776	70	3. – £.
.,46.	17.,77.	۲۰≥	.,104	1.,701	.,477£	١٠.	۲. ≥	.,176.	*1	7 5.
.,441	177,848	۷۰≥	.,	7,044	.,447.	177	۷۰≥		٧	v 3.
١,,	174	۸۰≥		1,107	١,	174	۸، ک		,	۸٠ - ٧٠
1	1	1	,	174	1	1	1	`	144	المجموع



منحنى دانة التوزيع انطبيعي



#### توزيع تكراري يساوي الواحد .

- ع ـ أن د (س) × ١٠ × ١٢٨ : هو التكرار النسبي للفئة مضروبا فـــــى مجموع التكرارات المطلقة والناتج هو التكرار المطلق للفئة .
- هـ أن منحنى الدالة وهو منحنى طبيعي يشبه لحـد كبير المنحنـى الطبيعى للبيانات الأصلية .

#### ٣- القياس الإحصائي للتوزيع الناتج:

الجدول الإحصائي اللازم:

	ح' ك	ح" ك	ح' ك	ع ك		د(س) ×۱۰ × ۱۲۸ (ك)	مركز الفلة (س)	الغنات
	14444.	£989Y-	1811,7	٤٠,٣٢٠-		1,107	٥	1
ì	Yee	1.7	٤٠٨٠,٠	177,7.~	<b>70</b> -	۸۲۵,۶	10 "	۲۰-۱.
	1.5.55	<b>ገ</b> ለገለለ	£0V9,Y	T.0,7Å-	10-	7.,727	۳۵	۳۰-۲۰
	775.	£ £ 9 7 —	۸۹۹,۲	179,88-	<b>0-</b> .	40,917	۳٥ ـــ	٤٠-٢،
	*****	1197	7,598	149,86	٥	47P,07	£0	02.
	1.7.77.	14144	£0V9,Y	۳۰٥,۲۸	١٥	۲۰,۳۵۲ -	00	70.
	Y00	1.7	٤٠٨٠,٠٠	177,7.	۲۵	٦,٥٢٨	۱۵ ``	·V·7•
	177877.	69897	1511,7	٤٠,٣٢٠	80	1,107	٧٥	۸٧.
	1.778.6.	صفر	Y1484,Y	صفر	صفر	۱۲۸	1	المجموع



\* قياس النزعة المركزية باستخدام الوسط الحسابي:

:. المتوسط الحسابي = ٠٤

\* قياس التشتت باستخدام التباين  $(3^{1})$  ، والانحراف المعياري (3) :

$$\frac{25}{2} = \frac{25}{2} - \frac{25}{2} = \frac{25}{2}$$

\* قياس الالتواء والتفرطح باستخدام العزوم :



$$\frac{-\frac{1\cdot777\cdot5\cdot}{1\cdot74}}{1\cdot74} \times \frac{-\frac{-\frac{1}{1\cdot74\cdot5\cdot5}}{1\cdot74}}{1\cdot74} \times \frac{-\frac{1}{1\cdot74\cdot5\cdot5}}{1\cdot74}$$

$$+ 7 \times \frac{\text{out}}{170} \times \frac{7,9797}{170}$$

معامل الالتواء 
$$=\frac{\text{صفر}}{(141,7948)}$$
 = صفر

$$\frac{\eta^2}{\sqrt{1 + \alpha^2}} = \frac{\eta^2}{\sqrt{1 + \alpha^2}}$$

$$\Upsilon \approx \Upsilon, \Lambda \Psi \circ \Upsilon = \frac{\Lambda \Upsilon \Upsilon \circ \circ}{(1 \vee 1, \Upsilon \circ \Lambda )} = \Upsilon \circ \Upsilon \circ \circ$$
 ... معامل التفرطح

#### خصائص التوزيع الناتج:

متوسطه الحسابي يساوي ٤٠، وتباينه يساوي ١٧١,٤ ومعامل التواءه يساوي الصفر ، ومعامل تفرطحه يساوى ٢,٨٣٥٦ ، لذلك فهو نوزيع يشبه لحد كبير التوزيع الأصلى .



## ثانيا : دالة التوزيع الطبيعي المعياري :

## ١ - الشكل الرياضي للدالة:

## حيث :

ع : هي الدرجة المعيارية المناظرة للقيم الأصلية للمتغير الإحصائي
 الذي يتبع توزيع طبيعي .

د (ى) -: الارتفاع المعياري .

ط : النسبة التقريبية .

هـ : اللوغاريتم الطبيعي .



## ٢- استخدام الدالة في ابجاد التوزيع:

تفيد دالة التوزيع الطبيعي المعياري في أنه يمكن استخدامها في البجاد التوزيع الطبيعي المعياري لمتغير إحصائي (ي) يتبع توزيع طبيعي معياري ، وعلى ذلك إذا ما تم اعتبار أن المتغير الإحصائي (س) والذي يأخذ القيم ٥ ، ١٥ ، ٢٥ ، ٥٥ ، ٥٥ ، ٥٥ ، ٥٥ قد أخذ الدرجات المعيارية المناظرة أي – ٢,٦٤٥٥ ، - ١,١٣٣٨ ، - ١,١٣٣٨ ، - ٢,٢٧٧٩ باستخدام هذه الدالة إيجاد التوزيع الطبيعي المعياري لهذا المتغير ، وهذا بنطلب تكوين الجدول الإحصائي اللازم التالي والذي يلاحظ عليه ما يلي:



# تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

	<del></del>	T			
ك النسبي ×١٢٨	د(ی)÷ع×۱۰		·(ى) - الاط	د (د) ع	س
(ك المطلق)	(ك النسبي)		ا۲ ط	(3)	
1,107	٠,٠٠٩١	.,.).۲) -	- (٢,٦٤٥٥-) =	Y,7500-	c
٦,٥٢٨	٠,٠٥٠٦	.,.)۲۱ =	- (-, rp. A., r)	1,^^97-	10
7.,707	۲۸۵۱,۰	٠,٠٦٦٩ –	- (1,1884-)	1,1884-	70
T0,97A	٠,٢٨٠٨	-,Y+4A =	<b>-</b> (٠,٣٧٧٩-)	۰,۳۷۷۹–	<b>T</b> 0
T0,97A	٠,٢٨٠٨	·,٣٧١٤ =	- (٠,٣٧٧٩) -	۰,۳۷۷۹	٤٥
70,707	٠,١٥٨٦	·,٣٧١٤ -	- (1,1771) 2	1,1882	٥٥
1,671	٠,٠٥٠٦	·, Y · 9.	د(۲۹۸۸٫۱) -	1,8897	٦٥
1,107	٠,٠٠٩١	٠,٠١٢١ =	- (۲,7:00) s	Y,7500	٧٥
174	. <b>1</b>	1,777.	·	صفر	المجموع



\* أن ى : هي الدرجة المعيارية المقابلة لمركز الفئة ، فمثلا مركز الفئـــة

١٥ درجته المعيارية هي :

$$1, \Lambda \Lambda 97 - = \frac{70 - 1}{3} = \frac{10 - 10}{17, 17 \Lambda \Lambda} = \frac{10}{3} = 0$$

\* أن د (ى) : هو الارتفاع المعياري النسبي لمركز الفئة بالدرجة

المعيارية ، فمثلا مركز الفئة بالدرجة المعيارية

(-۱,۸۸۹٦) ارتفاعه المعياري النسبي هو:

- \* ك النسبي : هو التكرار النسبي ويتأتى من قسمة د (ى) ÷ الانحراف السبي المعياري (ع) ثم ضرب الناتج × طول الفئة (١٠) .
- \* ك المطلق : هو التكرار المطلق ويتأتى من ضرب التكرار النسبي فـــى مجموع التكرار المطلق .
- \* أن مجموع التكرار النسبي يساوى الواحد الصحيح ، وأن مجموع التكرارات المطلقة يساوى مجموع مفردات المتجمع الإحصائي محلل الدراسة وهو ١٢٨ .



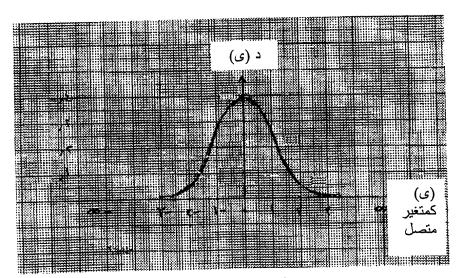
\* أنه إذا قسم د (ى) أي الارتفاع المعياري على الانحراف المعياري (ع) لكان الناتج هو الارتفاع النسبي بالقيم الأصلية أى أن:

$$\bullet, 1 = \frac{1, \text{TYTA}}{3} = \frac{(3)}{3}$$

وبالطبع كما سبق إيضاحه إذا ضرب الارتفاع النسبي بالقيم الأصلية في طول الفئة (١٠ في مثالنا) لكان الناتج هو التكرار النسبي أي أن: ١٠ × ١٠ = ١ وهو مجموع التكرار النسبي للتوزيع التكراري .

- \* أن التوزيع التكراري الناتج يشبه لحد كبير التوزيع التكراري الأصلى . و يتضح ذلك من الجدول التالى .
- \* أن محور تماثل المنحنى الطبيعي المعياري ينطبق على المحور الرأسي.

المعياري	التوزيع الطبيعي	خدام دالة	لتكراري باست	التوزيع		، الأصلي	التكراري	التوزي		
	تكرار متجمع ص		تكرار	تكرار	ع مناعد	ار متجم	تکر	تكرار	تكرار	القثات
نسبی	مطلق	2	نسبی	مطلق	نسبى	مطلق	≥	نسبى	مطلق	
.,91	1,107	١٠≥	٠,٠٠٩١	1.107	٠,٠٠٨٠	,	≥ ۱۰	٠,٠٠٨٠	,	١٠ - ٠
۰,۰۵۹۷	٧,٦٨٠	۲۰≥	۰,۰۵۰۲	٦,٥٢٨	.,. 777	٨	۲۰≥	.,.017	٧	7 1.
٠,٢١٨٣	۲۸,۰۳۲	۳۰ ≥	۲۸۹۱,۰	74,707	٠,٣٢٦٦	44	۲۰≥	.,171.	۲۱	4 4.
1,2991	71,	٤٠≥	۸۰۸۲,۰	<b>46,97</b>	.,	٦٤	٤٠≥	٠,٢٧٣٤	40	٤٠ - ٣٠
.,٧٧٩٩	49,474	ح ۰۰	٠,٢٨٠٨	40,978	۰,۷۷۳٤	44	≤۰۰	٤٣٧٧. ،	٣0	o i.
.,9710	17.,77.	≤ ۲۰	۰,۱۵۸۲	70,707	.,9771	14.	1.≥	٠,١٦٤٠	71	٦٠ - ٥٠
.,9,41	173,858	۷۰≥	٠,٠٥٠٦	٦,٥٢٨	.,997.	144	۷۰≥	.,.017	٧	۷٠ - ٦٠
۰,۹۹۸۲	174,	۸۰≥	.,,	1,107	١,٠٠٠	144	۸۰≥	٠,٠٠٨٠	,	۸٠-٧٠
/	/	1	,	171	1	1	/	١	144	المجموع



منحنى دالة التوزيع الطبيعي المعياري



## ٣- القياس الإحصائي للتوزيع الناتج:

## الجدول الإحصائي اللازم:

	ى ' ك	ى <sup>۳</sup> ك	ى اڭ	ى ك		مركز الفئة بالدرجة المعيارية (ى)
-	.,۱۲.٥	.,.٣٥٤-	.,.1.£1	.,٣١-	(ڬ) ·,··٩	۳,٤٠١٤-
	.,££0V	۰,۱٦٨٥-	.,.٦٣٧	٠,٠٢٤١	.,41	Y,7£00-
	.,7101	.,4114-	۰,۱۸۰۷	.,.401-	٠,٠٥٠٦	۱,۸۸۹٦-
	.,۲771	.,۲۳۱۲-	.,٢.٣٩	۰,۱۷۹۸-	٠,١٥٨٦	1,1884-
	.,۷	.,.10۲-	.,	.,1.71-	٠,٢٨٠٨	- ۲۷۷۹.
	۷ه٠٠,٠	.,.107	٠,٠٤٠١	.,1.71	٠,٢٨٠٨	۰,۳۷۷۹
	.,۲77,	٠,٢٣١٢.	٠,٢٠٣٩	۰,۱۷۹۸	۲۸۵۱,۰	1,1888
	.,7101	.,٣٤١٤	•,18•4	.,1407	٠,٠٥٠١	1,8897
	.,££øY	۰,۱٦٨٥	۰,۰۱۳۷	.,. Y £ 1	.,91	7,7500.
	.,۱۲.0	.,.٣01	4,51.6	.,٣1	.,	W,£ • N £
	٣	صفر	1	مىقر	١	مبقر



\* قياس النزعة المركزية باستخدام الوسط الحسابي (س):

\* قياس التشتت باستخدام التباين (ع) والانحراف المعياري (ع):

1 =

∴ع = ۱

\* قَيْاسِ الالتواء والتفرطح باستخدام العزوم :

$$\left(\frac{3-4}{3-4}\right)\lambda + \frac{3-4}{3-4} \times \frac{3-4}{3-4} \times \lambda - \frac{3-4}{3-4} = \lambda^{2} \cdot \cdot \cdot$$

$$= \frac{\phi \dot{\phi}}{1} \times Y + \frac{1}{1} \times \frac{\phi \dot{\phi}}{1} = \phi \dot{\phi}$$

$$\frac{r^{2}}{r^{2}}$$
 =  $\frac{r^{2}}{r^{2}}$  =  $\frac{r^{2}}{r^{2}}$ 

## ٤ - خصائص التوزيع الناتج:

أ- هو توزيع متوسطه الحسابي يساوي الصفر وتباينه يساوي الواحد الصحيح، ومعامل التواءه يساوي الصفر ومعامل تفرطحه يساوي٣ ب- أن التوزيع الطبيعي المعياري أقل تشتتا (أكثر تجانسا) من التوزيع الطبيعي ومن التوزيع التكراري المعتدل ، ولذلك فهو يشبه الناقوس جــ - أن أقصى ارتفاع معياري يبلغ ٠,٣٩٨٩ ويقع عند المتوسط الحسابي الصفر ، كما أن الارتفاعات المعيارية الأخرى تتوزع حول الأقصى ارتفاع معياري هذا يصوره متماثلة ، وتوجد جداول خاصة تبين الارتفاعات المعيارية المناظرة للدرجات المعيارية وذلك بدلا من إيجادها عن طريق دالة التوزيع الطبيعي المعيلري ، ويتصفح هذه الجداول فيما يلى:



# جدول توزيع الارتفاعات المعيارية للتوزيع الطبيعي المعياري:

									l
	د ( ي )	ى	د ( ی )	ی	د ( ی )	ى	د ( ي )	ی	
Γ	.,۲٤.	٣,٢	٠,٢٦٦٠٩	۰,۹	.,1 £977	١,٤-	٠,٠٠٠٤	٣,٧-	
		٣.٣	.,7 £ 1 9 7	١,٠	.,17177	۱,۳-	٠,٠٠٠٦	٣,٦-	
	.,۱۲	٣,٤	۵۸۷۲۲۰۰	١.١	.,19519	٦,٢-	٠,٠٠٠٩	٣,٥-	
	٠,٠٠٠٩	٣,٥	.,19519	۲,۲	۰,۲۱۷۸٥	1.1-	٠,٠٠١٢	٣,٤-	
	.,	۳,۳	,14144	٦,٢	-,71197	١,		··r.r-	
	.,£	۳,۷	٠,١٤٩٧٣	١,٤	•. ٢٦٦ • ٩	٠,٩-	٠,٠٠٢٤٠	٣,٢-	
			10871,0	1,0	٠,٢٨٩٦٩		.,٣٣٠	۳,۱-	
			٠,١١٠٩٢	١,٦	.,71770	۰,٧-	.,	۳,۰-	
			.,.91.0	١,٧	.,77777	٠,٦-	٠,٠٠٥٩٥	۲, ۹-	
			۰٫۰۷۸۹۵	١,٨	۷۰۲۵۲۰۰	٠,٥-	٠,٠٠٧٩٢	۲,۸-	
			۲۲٥٦,٠	1,9	٠,٣٦٨٢٧	-٤,٠	13.1.64	7,٧-	
			.,.0799	۲,۰	P7/177,۰	٠,٣-	٠,٠١٣٥٨	۲,٦-	١
			٠,٠٤٣٩٨	۲,۲	١,٣٩١٠٤	-۲,٠	.,.1707	۲,٥-	
			٧٤٥٣٠,٠	7.7	.,٣٩٦٩٥	٠,١-	۰,۰۲۲۳۹	۲,٤-	
			٠,٠٢٨٣٢	7,7	١,٣٩٨٩٤		.,777	7,7-	
			٠,٠٢٢٣٩	7,5	.,٣٩٦٩٥	۰٫۱	٠,٠٣٥٤٧	7.7-	
			.,.1707	7,0	١٠٢٩٢٠٤	۲,٠	٨٩٣٤,٠	7,1-	ļ
			.,.1804	۲,٦	,٣٨١٣٩	٠,٣.	٠,٠٥٣٩٩	۲,۰-	
			73.1.,.	۲,۷	٠,٣٦٨٢٧	٤,٠	٠,٦٥٦٢	1,9-	
			.,	۲,۸	.,٣٥٢.٧	۰,٥	٠,٠٧٨٩٥	١,٨-	
			.,090	۲,۹	., ۲۲۲۲۲	٠,٦	.,.95.0	1,٧-	
			.,	٣,٠	٥,٣١٢٢٥	٧,٧	۰,۱۱۰۰۹۲	1,7-	
			.,٣٣.	۳,۱	٠,٣٨٩٦٩	۰٫۸	.,17907	1,0-	-



### ثالثا : دالة كثافة التوزيع الطبيعي المعياري :

١ - الشكل الرياضي للدالة:

ىبت :

ح: الاحتمال الإحصائي (التكرار النسبي)

 $\sum_{\infty}^{\infty}$ : التكامل لدالة التوزيع الطبيعي المعياري للفترة  $\infty$  ،  $\infty$ 

ولما كان منحنى دالة التوزيع الطبيعي المعياري عبارة عن منحنى أسلى

فإن إجراء التكامل لدالة هذا المنحنى أمر يخصرج عسن نطاقه كتب

الإحصاء ، لذلك توجد جداول خاصة لإيجاد قيمة الاحتمال الإحصائي

للمتغير (ى) خلال الفترة المعيارية [ $-\infty$ ، ى] وهدذا ما يوضحه

الجدول التالي ويعرف بجدول توزيع (ى):

توزيع كثافة دالة التوزيع الطبيعي المعياري

<sup>.</sup> . بحرى التكامل لإيجاد المساحة المصورة بين منحني وضع أي منحني الدالة والمحور الأفقي وذلك فترة ع-١٠٨٨ لى المحور الأفقي

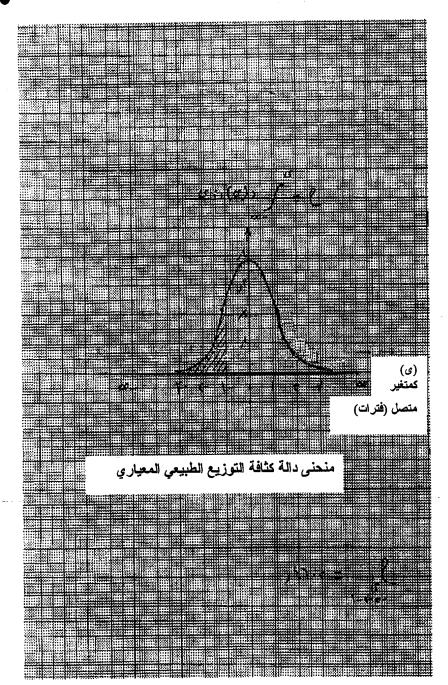


	) • (ی) . ء ی	0 $0$ $0$ $0$	<b>.</b>	
∞ -	F- Y- 1-	. 1 7	$\frac{1}{r}$	ی

جدول توزیع ی

ح	ی	ح	ي	۲	ی	ح	ی
٠,٩٩٩٣	٣,٢	٠,٨١٥٩	٠,٩	٠,٠٨٠٨	١,٤-	٠,٠٠٠)	۳,۷-
.,9990	٣.٣	٠,٨٤١٣	١,٠	٠,٠٩٦٨	۱,۳-	٠,٠٠٠٢	۳,٦-
1,9997	٣,٤	٠,٨٦٤٣	1.1	١١٥١,٠	۱,۲-	٠,٠٠٠٢	٣,٥-
٠,٩٩٩٨	۳,٥	٠,٨٨٤٩	١,٢	.,1807	1.1-	٠,٠٠٠٣	٣,٤-
٠,٩٩٩٨	٣,٦	٠,٩٠٣٢	١,٣	.,1014	١,٠-	.,	٣.٣-
.,9999	٣,٧	9197	١,٤	٠,١٨٤١	۰,۹–	٠,٠٠٠٧	٣,٢–
١,٠٠٠٠	$\infty$	٠,٩٣٣٢.	١,٥	۹۱۱۲,۰	۰,۸–	٠,٠٠١٠	۳,۱–
		.,9507	١,٦	.,727.	-٧,٠	.,18	٣,٠-
		.,9002	١,٧	۰,۲۷٤۳	-۲,۰	٠,٠٠١٩	۲,۹-
		1389.	١,٨	٠,٣٠٨٥	-ه,٠	۲۲۰۰,۰	۲,۸-
		۰,۹۷۱۳	١,٩	٠,٣٤٤٦	٠,٤-	٠,٠٠٢٥	۲,۷-
		٠,٩٧٧٢	۲,٠	٠,٣٨٢١	-٣,٠	٠,٠٠٤٧	7,7-
		١٢٨٩٠٠	۲,۱	٠,٤٢٠٧	-۲,۰	٠,٠٠٦٢	7.0-
		٠,٩٨٦١	7.7	٠,٤٦٠٢	١,١-	٠,٠٠٨٢	۲,٤-
		٠,٩٨٩٣	۲,۳	.,٥	صفر	٠,٠١٠٧	7,7-
		٠,٩٩١٨	۲,٤	۰,0٣٩٨	١٠,١	١٠,١٢٩	7.7-
		۰,۹۹۳۸	۲,٥	۰,٥٧٩٣	۲,٠	۰,۱۷۹	۲,۱-
		٠,٩٥٢	۲,۲	٠,٦١٧٩	۰,۳	٠,٠٢٢٨	۲,۰-
		1,9970	۲,۷	٠,٦٥٥٤	٤,٠	٠,٠٢٨٧	1,9-
		.,9970	۲,۸	٠,٦٩١٥	۰,٥	.,.٣09	١,٨-
		٠,٩٩٨١	۲,۹	.,٧٢٥٧	٠,٦	٠,٤٤٦	١,٧-
		•,994	٣,٠	٠,٧٥٨٠	٠,٧	٠,٠٥٤٨	1,4-
		٠,٩٩٩٠	٣,١	•,٧٨٨١	١,٨	•,•٦٦٨	1,0-





### ملاحظات:

١-أن منحنى دالة كثافة التوزيع الطبيعي المعياري يشبه منحنى دالة
 التوزيع الطبيعي المعياري .

Y-أن منحنى دالة الكثافة يبين المساحة تحت المنحنى أي التوزيع التكراري النسبي أي الاحتمال الإحصائي ، فمثلا الاحتمال الإحصائي (ح) للمتغير (ى) خلال الفترة  $[-\infty,-1]$  يساوى  $[-\infty,0]$  وذلك بالكشف فى جدول توزيع ى .

٣-الأمثلة التالية توضح كيفية إيجاد المساحة تحـت المنحنـ فـى الحالات المختلفة للمتغير ى .

### متـــال ١

أوجد المساحة تحت المنحنى الطبيعي المعياري للمتغير (ى) خالًا الفترة  $-\infty$ ,  $-\infty$ 

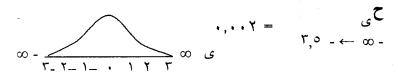
الحسل

- ۲۰۰۱۳ = ۲۰۰۰، م

## مئــال ۲

أوجد كثافة المتغير (ى) خلال الفترة –  $\infty$  ، –  $\infty$ 

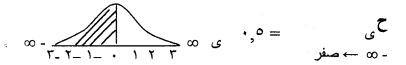
### الحيل



### مثال٣

أوجد الإحتمال الإحصائي للمتغير (ى) خلال الفترة  $-\infty$  ، صفر

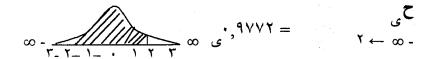
### الحل



## مثال ٤

أوجد الاحتمال الإحصائي للمتغير (ى) خلال الفترة -  $\infty$  ، ٢

### لحسل

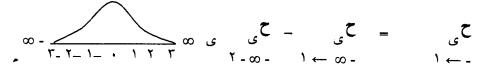




## مثاله

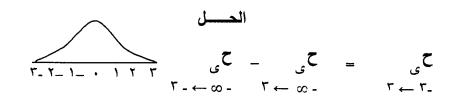
أوجد الاحتمال الإحصائي للمتغير (ى) خلال الفترة - ٢ ، ١

## الحسل



## مئــال ٢

أوجد الاحتمال الإحصائي للمتغير (ى) خلال الفترة -٣، ٣



ملحوظة : ما قيمة المساحة الباقية وكيف تتوزع ؟



## ألفصل الثالث

### تطبيقات

مثال : إذا كان توزيع درجات امتحان ١٠٠٠ طالب في مادة الإحصاء

يتبع توزيع طبيعي متوسطه ٥١ درجة وإنحرافه المعياري ٨ درجــات .

### ، فالمطلوب:

أوجد عدد الطلبة الذين تنحصر درجاتهم بين ٤٥، ٧٠ درجة .

### الحسل

نتبع الخطوات التالية:

١- تحويل الدرجات الطبيعية إلى درجات معيارية .

۲- استخدام منحنى دالة كثافة التوزيع الطبيعي المعياري وجدول
 توزيع ى فى إيجاد الاحتمال الإحصائى .

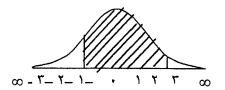
$$\frac{\overline{w} - \overline{w}}{3} = \frac{\overline{w}}{3}$$

ن س = ۱۰ مفر 
$$\frac{1-01}{\Lambda}$$
 = صفر  $\frac{1}{\Lambda}$  صفر  $\frac{1}{\Lambda}$ 



$$0.00 = \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

$$7.770 = \frac{01-7}{\Lambda} = 100 \text{ sic sic} \qquad \qquad 7.770 = 0$$



### حساب المساحة المظللة:

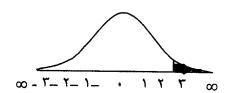
$$(0,0)$$
  $\rightarrow 0$   $\rightarrow 0$ 

### = ۷۲۰ طالب

مثال ۲ : إذا كان توزيع أطول مجموعة كبيرة من الطلبة يتبع توزيع طبيعي متوسطه ٦٠ اسم ، وانحرافه المعياري ٥سم ، فالمطلوب أوجد احتمال الحصول على طالب طوله أطول من ١٧٥ سم .



$$T = \frac{17.-100}{2} = 13.5$$



## حساب المساحة المظلة:



أن الاحتمال الإحصائي هو ٢٠٠١٣ ويعني أن كل ٢٦٩ طــــالب يتـــم اختيار هم عشوانيا نتوقع أن نجد بينهم طالبا واحدا طولم ١٧٥ سـ أو أطول من ١٧٥سم .

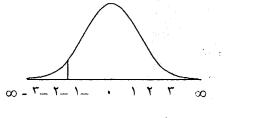
- مثال ٣: إذا كان توزيع درجات اختبار ٤٠٠ عامل في مجـــال الســياحة
- والفنادق يتبع توزيع معتدل متوسطه ٦٠ وانحرافه المعيداري ١٠. والمطلوب:

١-في حالة تنظيم دورة تدريبية للعاملين الحـــاصلين علــي ٥٥ درجة فأقل فما عدد هؤلاء العاملين

٢-في حالة توزيع شهادات استثمارية قيمة الشهادة ١٠٠ جنيـــه للعاملين الحاصلين على ٨٠ درجة فأكثر فما تكافة هذه الشهادات.

۰۰: ی <del>= س-س</del> ن عندها =  $\frac{7.-7.}{1.}$  = صفر ، :: س =، ۲  $1,0 = \frac{7.-50}{1.0} = 1.00$ ، ∵ س = ٥٤

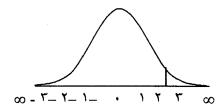




$$= (2 - \infty \rightarrow -0.1)$$

$$\frac{\omega - \omega}{2} = \frac{\omega - \omega}{3}$$

$$Y = \frac{Y - A}{1} = 1$$
 size  $x = 1$ 



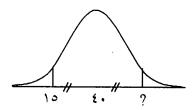
## حساب المساحة المظلة:



.. عدد هؤلاء العاملين = ١٠ ٩,١٢ = ٤٠٠ × عامل

.. تكلفة شهادات الاستثمار = ١٠٠ × ١٠٠٠ = ١٠٠٠ جنيه

مثال ؟: الشكل البياني التالي هو توزيع تكراري معتدل لمجتمع إحصائي ما متوسطه ٤٠ درجة ، وانحرافه المعياري ١٢,٧٥٥ درجة .



### والمطلوب:

١-أوجد قيمة الدرجة الطبيعية س عند علامة الاستفهام على المحور
 الأفقى .

٢-حول هذا التوزيع الطبيعي إلى توزيع معياري بالمعطيات

الموجودة مستعينا بالرسم البياني مرة أخرى .

-1إذا علمت أن احتمال  $0 \ge 0 \ge -1,97 = 0,93% فأوجد التوزيع الاحتمالي لهذا التوزيع .$ 



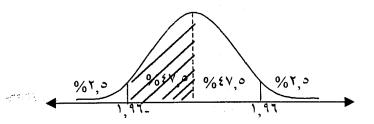
٤-إذا كان المجتمع الإحصائي هذا هو توزيع لمرتبات ٤٠٠
 عامل في شركة سياحية ، فما عدد العاملين الذين تتحصر مرتباتهم في الفترة (١٥ – ٤٠) .

٥-أوجد التوزيع التكراري لهذه المرتبات .

### الحـــل

١ - قيمة س = ٦٥ درجة

٢ ، ٣ التوزيع الطبيعي المعياري وتوزيعه الإحتمالي :



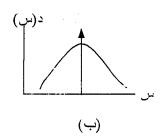
٤- عدد هؤلاء العاملين = ٥٠٠٤ % × ٠٠٠ = ١٩٠ عامل

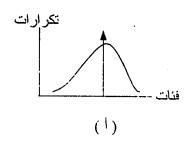
٥- التوزيع التكراري لهذه المرتبات:

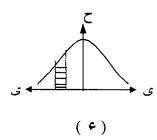
المجموع	( -70)	(२०-६٠)	(10)	(10-1)	فئات
٤٠	١.	19.	19.	١.	تكرارات

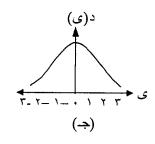
مثال ٥: الأشكال التالية هي لتوزيع طبيعي فما الفرق بينها ؟











### الحسل

# (أ) توزيع طبيعي بالبيانات الأصلية

(ب) توزیع طبیعی وفقا لدالة التوزیع الطبیعی درس-س ) - (س-س ) المحلی درس = - (س - س ) المحلی درس = - (س ) درس = - (

$$c(\omega) = \frac{1}{\sqrt{1 - \omega}} \times \omega = \frac{1}{\sqrt{1 - \omega}}$$

(ع) توزيع طبيعي وفقا لدالة كثافة التوزيع الطبيعي المعياري

$$\sigma = \int_{-\infty}^{\infty} c(\omega) \cdot a \omega.$$

# الباب الثانسي

التوزيعات العينية وتطبيقاتها

## الباب الثاني

## التوزيعات العينية وتطبيقاتها

# يشتمل هذا الباب على الفصول التالية : -

تمهسيد:

الفصل الأول : توزيع متوسطات عينات المجتمع واستخدامه في تقدير . (  $\mu$  )

الفصل الثانى: توزيع نسب عينات المجتمع واستخدامه فى تقدير (B).

الفصل الثالث: توزيع متغير ذات الحدين (نجاح وفشل) واستخدامه في تقدير احتمال وقوع النجاح في المجتمع .



### التمهيد:

يعبر المجتمع الإحصائي عن القيم الأصلية لمفردات المتغير الإحصائي محل الدراسة ، كما أنه الإطار الذي يضم كل العينات المكونة له ، فهو يمثل المجموعة الشاملة للموضوع محل الدراسة ، أما العينة فهي بعض مفردات المجتمع الإحصائي وتمثل مجموعة جزئية منه .

### مثـــال

مجتمع إحصائي ينكون من ٥ مفردات هي ٢ ، ٤ ، ٦ ، ١ ، ١ ، ١ والمطلوب : حساب عدد العينات المكونة لهذا المجتمع إذا كان حجم العينة ٢ مفردة وذلك في حالة السحب مع عدم الإعادة وفي حالة السحب مع الإعادة .

الحـــل

فى حالة السحب مع الإعادة (بارجاع)

مجموع عدد عينات المجتمع = ن

<sup>&</sup>quot; يترتب على عملية السحب مع الإعادة أو عدم الإعادة ثبات أو عدم ثبات فراغ المحتمع وفى ذلك تأثير على تحديد بحموع عدد عينات المحتمع .



### حيث:

ن: هي حجم المجتمع ، ن: هي حجم العينة .

.. مجموع عدد عينات المجتمع محل الدراسة = ٥ ٢ = ٢٥ عينة

وبیانات العینات 
$$= \{(7,7), (7,3), (7,7), (7,7), (7,7)\}$$
 و بیانات العینات  $= \{(7,7), (3,3), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7), (3,7),$ 

في حالة السحب مع عدم الإعادة (بدون ارجاع)

مجموع عدد عينات المجتمع = "قر

.. مجموع عدد عینات المجتمع محل الدراسة =  ${}^{\circ}$ ق $_{7}$  =  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$  . (  $_{7}$ 

ويلاحظ على هذا المثال التمهيدى أنه إذا كانت المفردة في المجتمع يمكن اختيارها أكثر من مره في عملية إيجاد عينات المجتمع ، فإن المعاينة تسمى المعاينة بارجاع والمجتمع غير محدود ، أما إذا كانت

\*\*\*

المفردة فى المجتمع لا يمكن اختيارها أكثر من مره فإن المعاينة تسمى . المعاينة بدون ارجاع والمجتمع محدود ، وسيتضح ذلك فى الأمثلة التسمى سترد فيما بعد .

ونظریة العینات هی در اسة العلاقیة الموجودة بیر المجتمع الإحصائی والعینات المسحوبة منه ، ولهذه النظریة أهمیة کبیرة فی کثیر من الأمور ، فهی تغید فی تقدیر معالم المجتمع مثیل متوسط المجتمع (B) والنسبة فی المجتمع (B) .... ، کما تغید فی اجراء اختبارات الفروق والتی لها أهمیتها فی نظریة اتخاذ القرارات .

## الفعتل الأول

## $(\mu)$ توزیع متوسطات عینات المجتمع واستخدامه فی تقدیر

## يشتمل هذا الفصل على الآتى :

أولا: توزيع متوسطات عينات المجتمع .

تانيا: الوصف الإحصائي للمجتمع باستخدام بياناته الأصلية وباستخدام

توزيع متوسطات عيناته .

ثالثًا: العلاقة بين معالم المجتمع ومعالم توزيع متوسطات عيناته.

رابعا: تقدير متوسط المجتمع ( $\mu$ ) باستخدام متوسط عينة (س) تنتمـــى اليه .

خامساً : تقدير متوسط المجتمع ( $\mu$ ) إذا كان توزيع عيناته بدون ارجاع

سادسا : تقدير حجم العينة اللازم للاستدلال عن المتوسط (  $\mu$  ) في

المجتمع .



### أولا : توزيع متوسطات عينات المجتمع .

### من مثال التمهيد

$$\{ \cdot, \cdot, \cdot \}$$
 ،  $\{ \cdot, \cdot \}$  ،  $\{ \cdot, \cdot \}$  ،  $\{ \cdot, \cdot \}$  ،  $\{ \cdot, \cdot \}$ 



## . . التوزيع التكراري لمتوسطات عينات المجتمع :

	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	<del></del>
التكرار (ك)	العلامـــات	س (كفئات)
١	/	۲
۲	//	٣
۳	///	
٤	////	٥
•	/\!/	٦
٤	////	٧
. "	///	٨
۲.,	//	٩
1	/	1.
۲٥ -	/	المجموع

ويسمى هذا التوزيع بتوزيع متوسطات عينات المجتمع أو التوزيع العينك للمتوسط Sampling Distribution of the mean ولسهذا التوزيع أهمية كبيرة في إحصاء العينات.



## ثانيا : الوصف الإحصائي للمجتمع باستخدام بياناته الأصلية وباستخدام

توزيع متوسطات عيناته .

أ - باستخدام بياناته الأصلية :

من مثال التمهيد

(  $\mu$  ) المتوسط الحسابي المجتمع : ويرمز  $^2\sigma$  \*

$$\frac{\omega \not\in \omega}{\Box} = \mu :$$

$$\tau = \frac{\tau}{\circ} = \frac{\tau \cdot + \lambda + \tau + \xi + \tau}{\circ} = \mu$$
.

 $(^{2}\sigma)$  تباین المجتمع : ویرمز له بالرمز \*

$$\sqrt[4]{\frac{\omega + \omega}{\Box}} - \frac{\sqrt[4]{\omega + \omega}}{\Box} = \frac{\sqrt[4]{(\omega - \omega)} + \omega}{\Box} = \frac{2}{\sigma} \cdots$$

$$\begin{pmatrix}
\frac{\pi}{0} \\
\frac{\pi}{0}
\end{pmatrix} - \frac{1 \cdot \cdot \cdot + 7\xi + 77 + 17 + \xi}{0} = \frac{2}{\sigma} \quad \therefore$$

**77** - ££ =

 $\sigma$  الانحراف المعياري للمجتمع : ويرمز له \*

$$\sigma$$
 =  $\sigma$  :

- \* التواء مفردات المجتمع:
- ۰: المفردات هي ۲ ، ۲ ، ۸ ، ۱۰
  - $\tau = \mu : ...$
- ، . . الوسيط = ٦ حيث هو قيمة المفردة التي تتوسط ترتيب قيم المفردات

$$\frac{7-7}{7,\Lambda m} = \frac{7-7}{1}$$

= صفر

وعليه فتوزيع مفردات المجتمع توزيع معتدل ، كما يمكن إثبات أن تفرطحه ≈٣.



ب- الوصف الإحصائي للمجتمع باستخدام توزيع متوسطات عيناته:

من بيانات المثال التمهيدي المطلوب: الوصف الإحصائي لتوزيع متوسطات عينات المجتمع.

\* المتوسط الحسابي لتوزيع متوسطات عينات المجتمع (ورمزه  $\overline{\overline{U}}$ )

الجدول الإحصائي اللازم:

س ۲ ك	ध 💯	ك	<del></del>
ź	۲	١	۲
١٨	٦	۲	٣
٤٨	١٢	٣	٤
١	٧.	٤	٥
١٨٠	۳.	0	٦
١٩٦	7.7	٤	٧
197	Yź	٣	٨
١٦٢	١٨	۲	9
1	1.	١	١.
١	10.	40	المجموع

(  $-2\sigma^2$  ورمزه ورمزه التباین التبای

$$\frac{\sqrt{\frac{3}{2}}}{\frac{3}{2}} - \frac{3}{2} - \frac{3}{2} = \frac{2}{2} \sigma :$$

$$\frac{\sqrt{\frac{10}{10}}}{\sqrt{0}} - \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{\sqrt{0}} = \frac{2}{2} = \frac{2}{2} \sigma :$$

\* الانحراف المعياري لتوزيع متوسطات عينات المجتمع (ورمِزه $\sigma$ 

$$\overline{z}^2 \sigma = \overline{z} \sigma \cdots$$

$$Y = \underbrace{\xi} V = \overline{\varphi} \sigma :$$

ويطلق على  $\sigma$  بالخطأ المعياري للمتوسط، ويستخدم الخطأ المعياري في تقدير معالم المجتمع وفي اختبارات الفروق، وهذا ما سيتم التعرض لــه تياعا .

جو  $\frac{\sqrt{m} - \sqrt{m}}{2}$   $\frac{\sqrt{m}}{m}$  عن متوسط المجتمع أى  $\frac{m}{m}$   $\frac{m}{m}$ 



\* الالتواء والتفرطح لتوزيع متوسطات عينات المجتمع .

سوف نستخدم العزوم في قياس الالتواء والتفرطح لهذا التوزيع:

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

•	ح ٔ ك	ح ً ك	ح ً ك	ح ك	<del>س</del> _ <del>س</del> (ح)	نك	<del></del>
•	707	٦ ٤ –	١٦	ź-	<b>£</b> -	١	۲
	١٦٢	o ź-	١٨	٦-	٣-	۲	٣
	<b>を</b> 入	Y £-	١٢	٦-	۲-	٣	٤
	٤	<b>1</b> -	٤	٤-	١-	٤	0
	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	٥	٦
ĵ	٤	ź	٤	ź	· • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	÷	٧
	٤٨	۲ خ	14	٦	۲	٣	٨
•	177	٥٤	١٨	٦	٣	۲	٩
	707	٦٤	١٦	٤	ź	١	١.
•	9 2 .	صفر	١	صفر	صفر	40	المجموع

= 3 وهو فعلا يساوى تباين التوزيع أي =



$$\begin{bmatrix}
\frac{7}{2} - \frac{2}{5} \\
\frac{7}{2} - \frac{2}{5}
\end{bmatrix} \times \frac{2}{5} - \frac{2}{5} \times \frac{2}{5} \times \frac{2}{5} \times \frac{2}{5} \times \frac{2}{5}
\end{bmatrix} \times \frac{2}{5} \times \frac{2}{5}$$

٣٧,٦ =

معامل الالتواء = 
$$\frac{r_{q}^{q}}{r_{q}^{q}}$$
: معامل الالتواء =  $\frac{r_{q}^{q}}{r_{q}^{q}}$  = صفر

ولذلك فالتوزيع معتدل .

$$\pi \approx \frac{6}{17} = \frac{7,77}{17} = \frac{6}{17}$$
 ، نا معامل التفرطح =  $\frac{6}{17}$  =  $\frac{7}{17}$ 



وإذا استخدمنا المعادلة المعيارية على هذا التوزيع سنجد:

$$\gamma = -\omega \sigma$$
 ,  $\gamma = -\omega^2 \sigma$  ,  $\gamma = -\omega \sigma$ 

معامل الالتواء = صفر ، معامل التفرطح = ٣

وإذا قمنا بتوزيع المساحة تحت المنحنى المعياري لتوزيع متوسطات عينات المجتمع سنجد أنه يتبع توزيع ى ومن ثم يمكن استخدام جدرل توزيع ى في معرفة الخصائص النسبية أو الاحتمالية لتوزيع متوسطات عينات المجتمع.

#### ثالثًا : العلاقة بين معالم المجتمع ومعالم توزيع متوسطات عيناته :

#### مثـــال

من بيانات المثال السابق المطلوب : ادرس العلاقة بين معالم المجتمع  $(\sigma, \sigma^2 \sigma, \overline{\sigma})$  ومعالم وزيع متوسطات عيناته  $(\overline{\sigma}, \sigma^2 \sigma, \overline{\sigma})$ 

#### الحسال

#### ن محل الدراسة $\overline{\overline{U}}$ ، $\overline{\overline{U}}$ ، $\overline{\overline{U}}$ ، $\overline{\overline{U}}$ .:

$$\overline{z} = \mu$$
 :

أي أن متوسط المجتمع = متوسط متوسطات عيناته وهذه قاعدة

$$\sigma^2$$
:  $\sigma^2$  ،  $\sigma^2$  بين  $\sigma^2$ 

الدراسة 
$$\Lambda = {}^2 \sigma$$
 ،  $\Sigma = {}^2 \sigma$  ::

أي أن تباين متوسطات عينات المجتمع = تباين المجتمع الأصلي مقسوم على حجم العينة ن وهذه قاعدة .

$$:_{\overline{\omega}}\sigma$$
 ،  $\sigma$  ، العلاقة بين  $\sigma$ 

$$\frac{2\sigma}{\sigma} = \sigma^2 \sigma :$$

$$\sigma = \sigma$$



أي أن الخطأ المعياري للمتوسط = الانحراف المعياري للمجتمـع مقسوم على الجذر التربيعي لحجم العينة ن .

2 - أن توزيع متوسطات عينات المجتمع توزيع معتدل ، وأيضا توزيع المجتمع الأصلى توزيع معتدل ، وعليـــه إذا كـــان المجتمـــع الأصلي توزيع معتدل فإن توزيع متوسطات عينات المجتمع سيكون توزيع معتدل (وهذه قاعدة) .

هــ إذا كان توزيع المجتمع الأصلي توزيع غير معتدل فإن توزيع متوسطات عينات المجتمع سيكون توزيع غير معتدل وبالتالي لا يمكننا استخدام توزيع ي ، لكن إذا كبر حجم العينة ن وأصبح أكـــبر من ٣٠ مفردة فإن توزيع متوسطات عينات المجتمع سيكون توزيـــع معتدل أو قريب منه .

في مثالنا محل الدراسة كان حجم العينة ن يساوي ٢ وبالرغم من ذلك كان توزيع متوسطات عينات المجتمع توزيع معتدل ذليك لأن توزيع المجتمع الأصلى توزيع معتدل .



# رابعا : تقدير متوسط المجتمع ( $\mu$ ) باستخدام متوسط عينة ( $\overline{\omega}$ ) تنتمى إليه :

إذا أردنا دراسة أوزان مجموعة من الطلبة وقمنا بسحب عينة من هذا المجتمع بطريقة عشوائية ، فإننا نحصل على متوسط لهذه العينة يبلغع ٧٥ سم مثلا ، وإذا سحبنا عينة ثانية لها نفسس الحجم ومسحوبة بنفس الطريقة فغالبا لا نجد أن متوسط العينة الجديدة مساويا لمتوسط العينة الأولى ، وهكذا إذا كررنا سحب العينة عدة مرات فإنه نادرا ما نحصل على متوسطات متساوية ، وهذا يجعلنا نتساءل كيف يمكن تقدير متوسط المجتمع من عينة تتتمى إليه مع وجود هذا الأختلاف في متوسطات العينات المسحوبة منه وبنفس الطريقة وبنفس الحجم ، وللاجابة على هذا التساؤل يستلزم الأمر دراسة التوزيع التكراري لمتوسطات عينات المجتمع وهو الذي قد انتهينا من دراسته منذ قليل .

ولما كان التوزيع العينى للمتوسطات يأخذ شكل التوزيع



المعتدل أو شكلا قريبا منه ، فإنه يمكن الاستفادة من خواص التوزيع المعتدل في الحصول على تقدير لمتوســط المجتمـع مــن منوسط أحدى عيناته (١) حيث:

متوسط المجتمع (  $^{\mu}$  ) يقع بين  $^{ar{\sigma}}$   $^{\pm}$  مت بدرجة ثقة  $^{99,\%}$ أو بين  $\overline{\sigma} + \tau \pm \sigma$  بدرجة ثقه ٩٥,٥%

#### ملاحظات:

- $\frac{\sigma}{\| \sigma \|} = \frac{\sigma}{\sigma}$  من الأهمية بمكان ملاحظة أن  $\sigma$ ، وأنــه يمكـــن استبدال σ (الانحراف المعياري للمجتمع) بـ ع (الانحراف المعياري للعينة) إذا غالبا ما تكون ت غير معلومة ، وعملية الاستبدال هذه لا تؤدى إلى خطأ كبير طالما أن حجم العينة كبير .
  - \*  $\mu$  هي متوسط المجتمع ،  $\mu$  هي متوسط العينة المسحوبة عشوائيان من هذا المجتمع .

<sup>(&</sup>lt;sup>۱)</sup> وهنا يتضح أهمية دراسة العينات .



- \*  $\pm$  " هي الفترة المعيارية من  $\delta$  = " المقابلة للاحتمال  $\delta$  . " المقابلة للاحتمال  $\delta$  . " المقابلة من المعيارية المعيارية من المعيارية المعيا
- \* مي الخطأ المعياري للوسط الحسابي Standerd error of ويساوي مي الخطأ المعياري للوسط الحسابي mean
  - \* س + ۳ م م الحد الأعلى للثقة م ٩٩,٧ «
  - \* س ح م مي الحد الأدنى للثقة ، ٩٩,٧
- \* يسمى الحدين الأعلى و الأدنى بحدى الثقة Confidence Limits
  - \* مدي النَّقة يساوي الحد الأعلى للنَّقة ناقص الحد الأدنى للنَّقة .

وعلى أية حال فإن التقدير لمتوسط المجتمع ( $\mu$ ) باستخدام متوسط عينة ( $\overline{m}$ ) تتمي إليه — أو التقدير لأى معلمة أخرى — لا يكون تقدير اصحيحا بنسبة ١٠٠% ، بل هو حكم احتمالي على المجتمع قائم على أساس بيانات عينة مسحوبة منه ، وقد تصل درجة التقة في هذا الحكم إلى ٩٩,٩٩٩% .

#### أمتنسه

مثاراً : إذا كان أطوال الطنبة بإحدى الكليات يتبع توزيع طبيعي تباينه مثالاً ، ، ، تم سحب عينة عشوائية من هذا المجتمع حجمها ، ، ، طالب ، وتبين أن متوسط طول الطلبة في العينة هو ١٠٠ سم والمطلوب :

تقدير متوسط طول الطلبة في المجتمع (الكلية) بدرجة تقة 90% إذا علمت أن ي المقابلة تساوي 1,97 .

استعن بهذا الشكل

#### الحسل

. عند درجة الثقة المعينة .  $\sigma$   $\times$   $\pm$   $\omega$  =  $\mu$  .:

، : درجة الثقة ٩٥% .. ى المقابلة لها = ± ١,٩٦

$$\frac{\overline{\phantom{a}}}{\phantom{a}} = \frac{\sigma}{\phantom{a}} = \sigma = \sigma = \sigma \times 1,97 \pm 100 = \mu ...$$



 $\mu$  ا ۱۳۲٫۸۲۱ سم بدرجة نقه ۹۰ $\mu$  ۱۳۲٫۸۲۲ سم بدرجة نقه ۹۰ $\mu$ 

أي أن متوسط المجتمع ينحصر بين هذين الطولين بدرجة تقه ٩٥% ، أي أن هناك نسبة خطأ ٥% أن يخرج متوسط المجتمع عن هذين الحدين

، مدى التقة = الحد الأعلى للثقة - الحد الأدنى للثقة

171,177 = ٤ ٢٨,٨٢٤ = ٢٥٣,٢سم

مثال ٢ : إذا كان وزن الطلبة بإحدى الكليات يتبع توزيسع طبيعسي ، تسم سحب عينة عشوائية حجمها ٨١ طالب وتبين أن متوسط وزن الطلبة في العينة هو ٦٥ كجم بانحراف معياري ٧ كم والمطلوب: تقدير متوسط وزن الطلبة في المجتمع (الكلية) بدرجة تقة ٩٩%.

ملحوظة هامة : واضح أن ٥ للمجتمع غير معلومة وهنا يمكن استخدام ع للعينة حيث أن هذا التعويض لا يؤدى إلى خطأ كبير طالما أن حجم العينة > ٣٠٠.



<u>Y,07-</u> <u>Y,07+</u>

· درجة التقة المطلوبة هي ٩٩% · . ى المقابلة = ٢,٥٧٦

ى  $\sigma$  عند درجة الثقة المعينة  $\sigma$  عند درجة الثقة المعينة  $\mu$ 

 $\frac{\mathsf{v}}{\mathsf{N}\mathsf{V}} \times \mathsf{Y}, \mathsf{o}\mathsf{V}\mathsf{V} \pm \mathsf{v} =$ 

Y ± 70 =

Y - 70 , Y + 70 =

کجم کے  $\mu \geq 7$  کجم ۲۷

أي أن متوسط وزن الطلبة في الكلية ينحصر بين ٦٧ ، ٦٣ كجم بدرجـــة ثقة ٩٩%

مثال ٣٠: إذا كان متوسط الاتفاق اليومي لعينة من ٤ سائحين فرنسيين أقاموا في مصر أسبوع هو ٢٠، ٢٥، ٢٠ دولار في اليوم. والمطلوب: تقدير متوسط اتفاق السائح الفرنسي في اليوم بالدولار بدرجة نقة ٩٥%.



#### الحسل

$$Yo = \frac{1 \cdot \cdot}{\xi} = \frac{\chi \cdot + \chi \circ + \chi + \chi \wedge}{\xi} = \frac{\zeta}{m} \cdot \cdot \cdot \frac{\zeta}{m} = \frac{\zeta}{m} \cdot \cdot \cdot$$

$$=\sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2}}$$

ذلك لأننا عند حساب ع للمجتمع من عينه فإننا نحسب بح (س  $-\overline{w}$ ) وليس بح (س  $\mu$ ) الأمر الذي يجعل ع متحيزه للمجتمع ما لم يتم القسمه على (ن  $\mu$ ) وتسمى بردجات الحرية .

$$\frac{1}{2} = \sqrt{\frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2}} = \sqrt{\frac{1}{2} + \frac{1}{2} +$$

$$_{\overline{\omega}}\sigma \times \dot{\omega} \pm \overline{\omega} = \mu \quad :$$

حيث : ت الجدولية عند مستوى معنوية ٠٠٠٥ ودرجات حرية ٣ هـــى ،



 $\circ,77 \pm 70 = \mu$  :.

 $\mu = cY + \Gamma\Gamma, c$  , of  $\mu = \mu$ 

19,7%  $\leq \mu \leq 7,77$ 

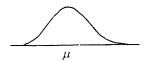
أي أن متوسط اتفاق السائح الفرنسي في اليـــوم يـــتراوح بيـــن ١٩,٣٤ ، ٣٠,٦٦ دولار في اليوم بدرجة ثقة ٩٠% .

مثال ؛ تقدم ٢٥٢ طالب بالسياحة والفنادق لامتحان أحد المواد ، أخذ ت عينة عشوائية من أوراق الامتحان حجمها ٢٥ درجة إجابة ، وتبين أن متوسط درجات العينة هو ٢٥ درجة بانحراف معياري ١٥ درجة والمطلوب : تقدير متوسط المجتمع (درجات الطلبة جميعهم) بدرجة تقيية ٥٠%.

#### الحسل

ملحوظه هامة: لما كان حجم العينة أقل من ٣٠ مفرده فإن استخدام ع بدلا من  $\sigma$  سيؤدى إلى خطأ كبير لذلك يتم استخدام درجة معيارية جديدة بدلا من  $\sigma$  وهي ت بدرجات حرية (ن - ١)





ن عند درجة الثقه الممنية  $\sigma$  ت  $\pm$   $\overline{u}$  =  $\mu$ . ..

$$\frac{z}{\sqrt{1000}} = z \sigma \frac{10}{\sqrt{1000}} \times 1.75 \pm 75 = 0$$

وحيث ت الجدوليه عند مستوى معنوية ٥٠,٠٥ودر جات حرية ٢٤٠٦٤ = ٢٠٠٢

$$7,197 \pm 75 = \mu$$
 ...

$$7,197 - 75$$
,  $7,197 + 75 =$ 

 $\mu \leq \nu$  درجة بدرجة ثقه ۹۰ $\nu$  درجة بدرجة ثقه ۹۰ $\nu$ 

مثال ٥ : عينة حجمها ٢٢٥ ومتوسطها الحسابي ٤٠ وانحرافها المعيلري ١٥ والمطلوب : تقدير مدي الثقة لمتوسط المجتمع بدرجة ثقه ٩٩% ، إذا علمت أن ى الجدولية عند مستوى معنوية ١% تساوي ٢,٥٨ .

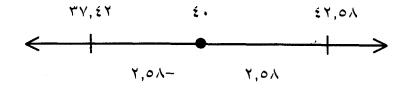
بالرغم من عدم وجود  $\sigma$  للمجتمع فإنه يمكن اعتبار  $\sigma$  = ع نظر لك بر حجم  $\sigma$  .

عند مستوى الثقة المطلوب  $\sigma$  عند مستوى الثقة المطلوب

$$\frac{\xi}{\psi}$$
 × Y,0 $\lambda$   $\pm$   $\xi \cdot = \mu$  ...

بدرجة ثقه ۹۹% بدرجة ثقه ۹۹% 
$$\mu \leq \xi \Upsilon, 0 \Lambda$$

- .. متوسط هذا المجتمع ينحصر بين حد أعلى للثقة وهو ٤٢,٥٨ ، وحد أدنى للثقة وهو ٣٧,٤٢ .
- $\Upsilon, \circ \Lambda = \frac{\Upsilon \vee_{,} \xi \Upsilon \xi \Upsilon, \circ \Lambda}{\Upsilon} = \frac{\Upsilon \vee_{,} \xi \Upsilon \xi \Upsilon, \circ \Lambda}{\Upsilon}$  ... الحد الأعلى للخطأ المسموح به
  - والحد الأدنى للخطأ المسموح به





#### خامسا : تقدير متوسط المجتمع ( $\mathcal{H}_{ m c}$ إذا كان توزيع عيناته بدون إرجاع -

(١)تبين من مثال التمهيد أن العينات في هذه الحالة بلغ ١٠ عينات وهي :

#### (٢) وعلى ذلك فمتوسطات هذه العينات هي :

, t, o, t, w

· Y · Y · 7 · 0

۹ ، ۸

### (٣) والتوزيع التكراري لهذه المتوسطات :

ك	العلامات	<del>س</del>
١	/	٣
١	/	٤
۲	//	0
۲	//	٦
۲	//	٧
1	/	٨
)	1	٩
١.	/	المجموع



#### (٤) والوصف الإحصائي للتوزيع:

س ۲ <u>ك</u>	<del>س</del> ك	গ্ৰ	J
9	٣	1	٣
١٦	٤	١	٤
٥,	١.	۲	0
77	١٢	۲	٦
٩٨	١٤	۲	٧
7 £	٨	١	٨
۸۱	٩	١	٩
٣٩.	٦.	١.	المجمو ع

$$\frac{\sqrt{3 \overline{\omega} + 1}}{3 + 2} - \frac{3 \overline{\omega} + 2}{3 + 2} = \overline{\omega}^2 \sigma \quad \therefore \quad (3.5)$$



(٥) العلاقة بين معالم التوزيع الناتج ومعالم مجتمعه الإحصائي :

$$\tau = \mu = \overline{\overline{\omega}}$$

$$\frac{\partial - \rho}{\partial x} \times \frac{\nabla \sigma}{\partial y} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial y} *$$

$$\frac{\nabla - \sigma}{\partial y} \times \frac{\Lambda}{\nabla y} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial y} *$$

$$\frac{\nabla - \sigma}{\partial y} \times \frac{\Lambda}{\nabla y} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial y} *$$

۳ =

$$\frac{\neg \cdot \cdot \cdot \cdot }{\neg \cdot \cdot \cdot } / \times \frac{\sigma}{\neg \cdot \cdot \cdot } = \sigma$$

(٦) مثال على التقدير في هذه الحالة:

مصنع ينتج مصابيح كهربائية ، بلغ إنتاجه إحدى الورديات مصنع ينتج مصابيح كهربائية ، من  $1 \cdot \cdot \cdot 1$  مصباح ، سحبت منه عينة مكونة من  $1 \cdot \cdot \cdot 1$  مصباح وأجريت عليها تجربة لمعرفة طول فترة إضاءتها (عمر المصباح) فوجد أن متوسط عمر المصباح في العينة  $1 \cdot \cdot 1$  ساعة بانحراف معياري  $1 \cdot 1$  ساعة، والمطلوب : تقدير المجتمع ( $\mu$ ) بدرجة تقة 90%.



الحسل

$$_{\overline{D}}\sigma$$
  $_{\mathcal{S}}$   $_{\pm}$   $\overline{\mathcal{D}}$  =  $\mu$   $:$ 

$$\frac{\overline{\phantom{a}} - \overline{\phantom{a}}}{1 - \overline{\phantom{a}}} / \times \frac{\sigma}{\overline{\phantom{a}}} \times \frac{\sigma}{\sqrt{\dot{\phantom{a}}}} = \frac{\sigma}{2}$$

، : درجة الثقة ٩٥% (معطى)

.. ی = ± ۱,۹۲ ±

$$\frac{1}{1-1\cdots}$$
 /×  $\frac{10}{1-1\cdots}$  × 1,97 ± 7... =  $\mu$  ...

**1,人て・ ± て・・ =** 

 $\mu \leq 0$  بدرجة تقة ۹۰٪،۱۰ بدرجة بيد  $\mu \leq 0$ 

### ومن الأهمية بيان ذكر أن التقدير يتأثر ب:

-حجم العينة: فإذا اختلف حجم العينة عن ٢٠٠ وليكن ١٠

مفردات فإن التقدير السابق سيختلف .



- $\sigma_{-}$ : فإذا اختلف الانحراف المعياري لتوزيعات عينات المجتمع فإن التقدير السابق سيختلف .
  - -درجة الثقة : في اختلافها تأثير على التقدير .

#### مثال عام

نفرض أن لدينا مجتمع مكون من خمسة أفراد ورمزنا لهم بالرموز أ، ب، ج.، ء، ه. وكانت أعمارهم بالترتيب كالتالى ٢١، ١٩، ١٩، ١٦، ١٧، ٢١ سنه، وأردنا أن نقدر المتوسط الحسابي لعمر الفرد في ذلك المجتمع باستخدام عينة عشوائية بسيطة مكونة من ٣ أفراد فماذا نفعل ؟

#### الحـــل

أولا: وصف المجتمع باستخدام مفرداته الأصلية:

$$\frac{\varphi}{\mathbf{r}} = \mu$$
 :

$$19 = \frac{90}{0} = \frac{90}{0} = \frac{90}{0} = \mu :$$

 $\frac{\mathbf{r}(\mu - \mathbf{r}) \neq \mathbf{r}}{\mathbf{r}} / = \boldsymbol{\sigma} :$ 

$$\frac{\frac{\mathbf{Y}_{(1q-\mathbf{Y})}+\mathbf{Y}_{(1q-\mathbf{Y})}+\mathbf{Y}_{(1q-\mathbf{Y})}+\mathbf{Y}_{(1q-\mathbf{Y})}+\mathbf{Y}_{(1q-\mathbf{Y})}+\mathbf{Y}_{(1q-\mathbf{Y})}}{\bullet} / = \sigma :$$

$$Y,YA \cdot \xi = \overline{\begin{array}{c} YT \\ \bullet \end{array}} =$$

تانيا : وصف المجتمع باستخدام عيناته :

عدد عينات المجتمع = في (حيث السحب بدون إرجاع هو المناسب)

اب جـ، اب ء ، اب هـ، اجـء ، اجـهـ، اء هـ، ب جــ

ء ، ب جـ هـ ، ب ء هـ ، جـ ء هـ .

 $= -\sigma$  ، الجدول الإحصائي اللازم لحساب

( = - = )	( 😇 – 🗁 )	ال	العينات
۰,۱۰۸۹	• , ٣٣	۱۸,٦٧	أبجـ
صفر	صفر	19,	أ ب ء
٢,٧٨٨٩	″ 1, <b>٦</b> ٧	٧٢,٦٧	أب هـ
١,٠٠٠	١,٠٠-	۱۸,۰۰	أ جـ ء



٠,٤٤٨٩	٠,٦٧	19,77	أ جــ هــ
. 1,	١,٠٠	۲۰,۰۰	أء اسـ
4,47,7	-۷۶,۱	17,77	ب جــ ء
صفر	صفر	19,00	ب جــ هــ
٠,١٠٨٩	۳۳,۰	19,44	ب ء هــ
•, £ £ 8.9	۰,٦٧–	17,77	جــ ء هــ
<b>ለ,</b> ٦٩٣٤	صفر	19.	المجموع

$$\cdot,977 \dot{z} = \frac{1}{1} \cdot \sqrt{\frac{1}{2}} = \frac{1}{2} \cdot \sqrt{\frac{1}{2}} = \frac{1}{2}$$

ثالثًا: العلاقات بين الوصفين:

$$19 = \overline{\overline{\omega}} = \mu$$

$$\frac{\sigma}{1-\sigma} \times \frac{\sigma}{\sqrt{\dot{\upsilon}}} = \sigma$$
 حیث ن هی حجم العینة  $\sigma$ 



رابعا: التواء توزيع المجتمع وتوزيع عيناته:

\* التواء المجتمع:

 $\mathcal{H} = 91$ , 100, 19 = 10

$$\frac{\overline{\sigma} - d}{\sigma} = \frac{\overline{\sigma} - d}{\sigma}$$

-- صفر

ن. توزيع المجتمع توزيع معتدل

\* التواء التوزيع :

، `` الوسيط = ١٩ حيث هو القيمة التي تتوسط قيم س بعد ترتيبها :

۳۳,۷۱ ، ۱۸ ، ۳۳,۸۱ ، ۷۲,۸۱ ، ۱۹ ، ۱۹ ، ۲۶,۱۹ ، ۲۲,۱۹ ،

$$\frac{\overline{w} - d}{3} = \frac{\overline{w}}{3} - d$$

= صف



#### ٠٠. توزيع عينات المجتمع توزيع معتدل

#### خامسا: عملية التقدير المطلوب:

(١) نفرض أننا سحبنا أحد عينات المجتمع وكانت هي العينة أب هـ أي ٢١ ، ١٩ ، ٢٢ وعلى ذلك فإحصاءات هذه العينة هي :

(٢) إذا كانت ٥ معلومة:

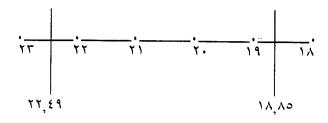
$$\frac{\overline{\phantom{a}} - \overline{\phantom{a}}}{\overline{\phantom{a}} - \overline{\phantom{a}}} / \times \frac{\overline{\phantom{a}}}{\overline{\phantom{a}}} / \times \frac{\overline{\phantom{a}}}{\overline{\phantom{a}}} = \mu \quad \therefore$$

حيث السحب بدون ارجاع

= ۲۰,۳۷ ± ۲۰,۳۷ حيث درجة الثقة ٩٥%



%۹۰ بدرجة بقه ۹۵ برجة بقه ۹۵ بدرجة بقه ۹۵ با $\mu \geq 1$ 



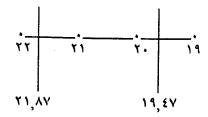
ولما كانت  $\mu$  فعلا تساوى ١٩ إذاً فالتقدير هذا مقبولا عند درجة التقية  $\mu$ 09% .

#### (٣) إذا كانت $\mu$ غير معلومة :

$$\frac{\overline{\partial - \varphi}}{1 - \varphi} / \times \frac{\xi}{\overline{\partial \varphi}} = \mu \quad \therefore$$

YI,AY 
$$\geq \mu \geq$$
 19,5Y





ولما كانت لل فعلا تساوى ١٩ إذا فهذا التقدير غير مقبول عند درجة ثقة ٩٥% لكون خارج فترة الثقة ، وعلى ذلك فهذه العينة لا تصلح لتقدير متوسط المجتمع عند درجة ثقة ٩٥% فهى من العينات النادرة ، وسوف يتم تناول ذلك عند دراسة اختبارات الفروق فى الباب القادم .

وجدير بالإشارة إلى أنه إذا قمنا بهذا التقدير باستخدام ت بدلا من ى فإن التقدير سيكون أيضا غير مقبول ، الأمر الذى يجعل أن السبب فى فإن التقدير سيكون أيضا غير مقبول ، الأمر الذى يجعل أن السبب فى فإن التقدير حجم العينة ؟

#### (٤) تكبير حجم العينة:

نفرض أن حجم العينة يساوى ٤ مفردات .

.. عدد عينات المجتمع = "ق، = ٥ عينات وهي :

## أب جـ ء، أب جـ هـ ، ب جـ ء هـ ، جـ ء هـ أ ، ء هـ أ ب

 $: _{\overline{\omega}}\sigma$  ، الجدول الإحصائي اللازم لحساب س

「( <u></u>	( <del>=</del> - <del>-</del> <del>-</del> )	<del>نان</del>	العينات
٥٢٢٥,٠	٠,٧٥-	11,40	ا ب جـ ء
.,۲٥	.,0	19,0	أبجـهـ
.,۲٥٠٠	٠,٥٠	١٨,٥	ب جــ ء هــ
صفر	صفر	19,0	جـ ء هـ أ
٠,٥٦٢٥	۰,۷٥	19,40	ء هـ أب
1,770	صفر	90	المجموع

$$\mu = 19 = \frac{90}{0} = \overline{\overline{\omega}}$$
 ...

$$\cdot, \circ \vee = \frac{1,170}{2} / = - \sigma$$

$$\frac{\overline{\phantom{a}} - \overline{\phantom{a}} \overline{\phantom{a}}}{\phantom{a} \overline{\phantom{a}} - \overline{\phantom{a}} \overline{\phantom{a}}} / \times \frac{\overline{\phantom{a}} \overline{\phantom{a}}}{\phantom{a} \overline{\phantom{a}} \overline{\phantom{a}}} = \overline{\phantom{a}} \sigma \qquad \therefore$$

$$\frac{\overline{\xi-0}}{1-0} \bigvee \times \frac{Y,Y \wedge \cdot \xi}{Y} =$$

كما أن التوزيع معتدل حيث س = ط = ١٩



وبفرض أننا قمنا بسحب عينة من هذا المجتمع وكانت هي العينة أب جـ هـ أي ٢١، ١٩، ١٦، ٢١ وقد تـم حساب إحصاءاتـها فكانت:

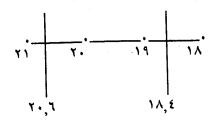
والتقدير إذا كانت 🗗 معلومة :

$$\frac{\overline{\upsilon - \wp}}{\upsilon - \wp} / \times \frac{\sigma}{\overline{\upsilon}} / \times \frac{\sigma}{\overline{\upsilon}} = \mu$$

بدرجة ثقة ٩٥%

$$Y \cdot , Y \geq \mu \geq 1 \lambda, \epsilon$$



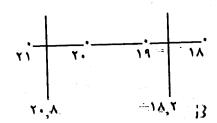


وهذا التقدير مقبول حيث يقع داخل فترة النُّقة .

نما إذا كانت ٥ غير معلومة :

$$\frac{3-\sqrt{2}}{\sqrt{2}} \times \frac{8}{\sqrt{2}-\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}} \times \sqrt{2} \times \sqrt{2} = \frac{1}{\sqrt{2}}$$

$$\gamma_{\bullet,\lambda} \geq \mu \geq 1\lambda, \gamma$$



وهذا النقدير مقبول حيث يقع داخل فترة النَّقة .

إذاً كبر حجم العينة له تأثير البجابي في عملية التقدير.



### تقدير حجم العينة اللازم للاستدلال منه عن المتوسط ( 4 )في المجتمع:

تعتبر العينة هي الوسيلة الوحيدة لدراسة جودة الإنتاج ، وأيضاهي التي تستخدم بكثرة في دراسة الهجرة والعمالة والتسويق وبحث ميزانية الأسرة والخصائص السكانية ..... ، ويتحدد حجم العينة بناءاً على مجموعة اعتبارات أهمها :

- 1- التكلفة: فكلما زاد حجم العينة زادت تكلفة عملية جمع البيانات، ومن ثم فإن الاعتمادات المالية المخصصة للباحث تؤثر في حجم العينة.
- ٢- درجة الثقة المطلوبة للتقدير: فكلما زادت درجة الدقة فــى التقديــر
   كلما زاد حجم العينة .
- ٣- درجة تجانس المجتمع: فكلما زادت درجة التفاوت بين مفردات المجتمع كلما تطلب الزيادة في حجم العينة.

وقد سبق المعرفة من التوزيع العيني للمتوسطات أن:

عند درجة الثقة المعينة  $\sigma$   $\sigma$   $\sigma$   $\sigma$  =  $\sigma$ 

$$\underline{\underline{\sigma}}$$
  $\underline{\phantom{\sigma}}$   $\underline{\phantom{\sigma}}$ 

عند درجة الثقة المعينة 
$$\frac{\sigma}{\sqrt{\dot{v}}}$$
 عند درجة الثقة المعينة ...

ن 
$$\frac{\sigma}{\sqrt{\dot{v}}} = \frac{\pi}{\sqrt{\dot{v}}}$$
 عند درجة الثقة المعينة  $+$ 

وعلى ذلك فلتحديد حجم العينة ن فإن الأمر يتطلب معرفة كل من . درجة الثقة المطلوبة  $\mu$  ،  $\sigma$ 

ولما كان في أغلب الظواهر يكون  $\sigma$  ،  $\sigma$  غــير معلومـــة ، فـــإن تحديد حجم العينة في هذه الحالة يتطلب سحب عينة استكشافية لتقدير  $\mu$   $\sigma$ 

#### مئـــال

إذا كان الانحراف المعياري لطول الطلبة في قسم السياحة ١٢ سم ، وأريد سحب عينة من الطلبة بحيث لا يختلف متوسط طول الطلبة فيها عن

المتوسط العام باكثر من ٣سم وذلك بدرجَة ثقة ٩٥% ، قَمَا هـــو حـ

العينة المطلوب سحبها من مجتمع الطلبة .

الحسل

$$\mu - \mu$$
 =  $\mu$  ... المقابلة لدرجة الثقة المقابلة

، ن: درجة الثقة المطلوبة هي ٩٥%

.. ى المقابلة لدرجة الثقة هذه هي ١,٩٦

$$\frac{\pi}{1,47} = \frac{17}{2}.$$

$$\forall, \Lambda \xi = \frac{1,93 \times 17}{7} = 0$$

ن. ن = ٦٢ طالب وذلك بدرجة ثقة ٩٥%.

#### الفصل الثاني

#### توزيع نسبة عينات المجتمع واستخدامه في تقدير ( B )

#### يشتمل هذا الفصل على الآتي :

أولا : توزيع نسب عينات المجتمع ووصفه احصائيا .

تُانيا : تقدير النسبة ( B ) في المجتمع .

ثالثًا: تقدير حجم العينة اللزم للاستدلال منه عن النسبة

( B ) في المجتمع .



### أولا : توزيع نسب عينات المجتمع ووصفه احصائيا .

#### مثـــال

مجتمع احصائي يتكون من الأرقام ١١، ١٢، ١٣، ١٥، ١٥،

# والمطلوب:

١-إيجاد عدد العينات المكونة لهذا المجتمع إذا كان السحب مع الإعادة .

٢-إذا كان المتغير العشوائي هو نسبة الأعداد الفردية بالعينة فأوجد توزيع نسب عينات المجتمع .

٣-الوصف الإحصائي للتوزيع الناتج ومقارنته بالوصف الإحصائي المناظر في المجتمع .

١- إيجاد عدد عينات المجتمع:

ن السحب مع الاعادة .



#### .. عدد العينات الممكن سحبها هو م = ٥ = ٢٥ عينة

وبيانات العينات =

$$\left\{ \begin{array}{llll} (10,11), (11,11), (11,11), (11,11), (11,11) \\ (11,11), (11,11), (11,11), (11,11), (11,111) \\ (11,11), (11,11), (11,111), (11,111), (11,111) \\ (11,11), (11,111), (11,111), (11,111), (11,111) \\ (10,111), (11,111), (11,111), (11,111) \\ (10,111), (11,111), (11,111), (11,111) \end{array} \right\}$$

٢- توزيع نسب عينات المجتمع:

- : العينة بها مفردتين (رقمين)
- . نسبة المفردة في العينة تمثل ٥٠%
- ٠٠. بيان نسب المتغير محل الدراسة (نسبة الأعداد الفردية) في عينات

#### المجتمع هو:



# .. التوزيع التكراري للنسب (ب) حيث ب هي نسبة المتغير في العينة:

التكرار (ك)	علامات	ب
٤	////	صفر
17	// / <del>///</del> /\/	1
٩	<i>        </i>	· <b>1</b>
۲٥		المجموع

وبسمى هذا التوزيع بتوزيع نسب عينات المجتمع أو التوزيع العيني للنسبة Sampling Distribution of proportion ولهذا التوزيع أهمية كبيرة في الدراسات الإحصائية حيث قد نكون بصدد الرغبة في معرفة نسبة معينة في المجتمع ، كنسبة الطلبة البنين لمجموع الطلاب ، أو نسبة المصابين بالبلهارسيا في ج. م.ع ، أو نسبة البض الفاسد في شحنة كبيرة من البيض ، أو نسبة المعيب في إنتاج مصنع ما ....

(٣- ١) الوصف الاحصائي لتوزيع النسبة في عينات المجتمع:



# الجدول الإحصائي اللازم:

ط ۲ ب	ب ك	এ	Ļ
	•	٤	•
. <b>*</b>		17	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·
٩	9	9	1
1 4	١٥	۲٥	المجموع

$$\frac{8}{4}$$
 (متوسط النسبة في عينات المجتمع) =  $\frac{8}{4}$  =  $\frac{10}{4}$ 

$$(\frac{3}{2} + \frac{3}{2} + \frac{3}{2}) = \frac{3}{2} + \frac{3}{2}$$
  $(\frac{3}{2} + \frac{3}{2} +$ 

$$\frac{7}{70}$$
  $\frac{17}{70}$  =

·, \ Y =

ن σ (الانحراف المعياري للنسبة في عينات المجتمع) = ١٧ ويسمى بالخطأ المعياري للنسبة



ويمكن إجراء الوصف الإحصائي السابق باستخدام الجدول الإحصائي التالي:

ب <sup>۲</sup> ك	ب ك	ت (التكرار النسبى) (الاحتمال الاحصائي)	ای	ب
		٠,١٦	٤	•
۰٫۱۲	٠,٢٤	٠,٤٨	١٢	<u>}</u>
٠,٣٦	٠,٢٦	٠,٣٦	٩	. 1
• , 纟八	٠,٦	١	Y 0	المجموع

$$(\overline{U}) \leftarrow (\overline{U}) \leftarrow ($$

، 
$$\sigma_{,}$$
 =  $\sqrt{.17}$  ، وهي نفس النتيجة السابقة

## (٣ - ٢) الوصف الإحصائي للنسبة في المجتمع:

\* متوسط النسبة في المجتمع B:

- \* تباین النسبة فی المجتمع  $\sigma$
- . عيث k هي النسبة المكملة  $k \times B = B^2 \sigma$ 
  - النسبة فى المجتمع × النسبة المكملة لها

$$(B - 1)B -$$

 $_{B}\sigma$  الانحراف المعياري للنسبة في المجتمع \*

$$\overline{(B-1)B}/=B\sigma$$

<sup>(</sup>١٠ لهذا القانون اثبات لكن بخرج عن النطاق الحالي

·, £ A 9 =

(٣ - ٣) العلاقة بين الخصائص الإحصائية في المجتمع والنسبة في

توزيع عينات المجتمع:

بمقارنة نتائج ( ٣-٣) مع نتائج (٣-٣) تتضح العلاقات التالية :

لأن حجم العينة والعلاقة صحيحة لأن  $\frac{B\sigma}{V} = B\sigma$ 

$$, \pi$$
 وحيث  $, \pi$   $=$ 

$$\frac{(B-1)B}{\dot{o}} = \frac{(B-1)B}{\dot{o}} = \sigma$$

ن الله 
$$\mathbf{B}$$
 غير معلومه  $\mathbf{B}$  غير معلومه

$$\frac{\partial - Q}{\partial v} / x$$
  $\frac{B G}{v} = \sqrt{v}$  إذا كان السحب بدون إرجاع



## ثانيا : تقدير النسبة ( B ) في المجتمع :

ب  $\pm$  ی  $\sigma$ ب عند درجة الثقة المطلوبة =

حيث :

: النسبة في المجتمع . В

: النسبة في العينة .

±ى : الفترة المعيارية المقابلة لفترة الثقة المطلوبة

(الاحتمال المطلوب).

ر : الخطأ المعياري للنسبة في العينة وهو  $\frac{(1-1)^{-1}}{1}$ 

حيث ن حجم العينة .

#### مثــال ١

إذا كان عدد الطلبة بإحدى الكليات يبلغ ٢٤٠٠ ، ولدراسة عدد الطلبة المنتسبين بالكلية بأسلوب العينة ، تم سحب عينة عشوائية حجم \_ ها ٣٩٠



طالب ، فوجد أن منهم ١١٧ طالبا منتسبا ، والمطلوب تقدير نسبة الطلبة المنتسبين بالكلية وكذا عددهم بدرجة ثقة ٩٥%.

#### الحـــل

 $\sigma$ ب  $\pm$  ب  $\pm$  ب عند درجة الثقة المطلوبة .  $\sigma$ 

حيث B هي النسبة في المجتمع ، ب هي النسبة في العينـــة ،  $\pm$  ي هــي الفترة المعيارية المقابلة لدرجة الثقة المطلوبة ،  $\sigma$  , هي الخطأ المعياري للنسبة .

$$\cdot, \mathbf{w} = \frac{\mathbf{v} \cdot \mathbf{v}}{\mathbf{v} \cdot \mathbf{v}} = \mathbf{w} \cdot \mathbf{v} \cdot \mathbf{v}$$

، : ± ى عند درجة ثقة ٩٥% هي ± ١,٩٦ .

 $\sigma$  :  $\sigma$  =  $\sqrt{-(1-4)}$  حيث ن حجم العينة ، واعتبار المجتمع غير محدود .

$$\frac{1}{\sqrt{1+\frac{1}{2}}} = \frac{\sqrt{(1+\frac{1}{2}) \cdot \sqrt{1+\frac{1}{2}}}}{\sqrt{1+\frac{1}{2}}} = \frac{\sqrt{1+\frac{1}{2}}}{\sqrt{1+\frac{1}{2}}}$$

B \* ۱٬۹۹۰ × ۱٬۹۹۲ بدرجة قه ۹۰% بالمتالا ا



### ., . £0 ± ., " =

 $.,700 \leq B \leq .,750$   $%70,0 \leq B \leq .,750$   $%70,0 \times 75.. \leq B \leq .,750$ 

 $\mathbf{B}$ 

≤

٦١٢ طالب

### تفسير درجة الثقة:

أنه إذا قمنا بسحب عدد كبير جدا من العينات ذات الحجـــم ٣٩٠ طالب سنجد أن ٩٥% من هذه العينات يكون نسبة الطلبة المنتســبين لــن تغرج عن التقدير السابق ، وأن ٥% فقط من هذه العينات هي التي تخرج

#### مئـــال ۲

فى استطلاع الرأى العام عسن موقف أحد المرشحين فى استطلاع الرأى العام عسن موقف أحد المرشحين فى المؤلكة العينة م



أن ٥٥% منها تؤيد هذا المرشح، والمطلوب تقدير نسبة المؤيدين لدى جميع الناخبين بدرجة تقة ٩٩%.

$$\sigma$$
 ± = B  $\sigma$  عند درجة ثقه ۹۹%

$$\frac{}{\text{No.}} \times \text{No.} \times \text{No.} \times \text{No.} = B ...$$

$$\cdot,$$
  $\leq$   $B$   $\leq$   $\cdot,$   $>$ 

$$^{97}$$
 بدرجة تقه ۹۲% بدرجة تقه ۹۲% بدرجة الله  $^{97}$ 

### مئـــال٣

سحبت عينة عشوائية حجمها ١٠٠ بيضه من شحنة بيض ، وبالفحص وجد أن البيض الفاسد في العينة ٣٠ بيضه ، والمطلوب احسب فترة الثقة على نسبة البيض الفاسد في المجتمع بدرجة ثقه ٩٥%.



ې عند درجه نقه ۹۰% 
$$\sigma$$
 عند درجه نقه ۹۰%  $\sigma$ 

$$\frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot} \times 1,97 \pm \cdot,7 =$$

$$\cdot, \gamma$$
  $\leq$   $B$   $\leq$   $\cdot, \gamma$ 

وباعتبار أن هذا المجتمع هو سحب بدون إرجاع

$$\frac{\neg \sigma - \nabla}{1 - \nabla} / \neg \sigma = \pm \omega = B \quad \therefore$$



#### ثالثاً : تقدير حجم العينة اللازم للاستدلال منه عن النسبة B في المجتمع:

سبق المعرفة من التوزيع العيني للنسبة في المجتمع أن:

 $\sigma$  عند درجة الثقة المطلوبة =  $\sigma$  عند درجة الثقة المطاوبة

 $_{\downarrow}\sigma$   $_{\cup}$   $\pm$  =  $_{\cup}$   $_{-}$  B  $_{\cdots}$ 

 $\frac{B-v}{\pm s} = \frac{B}{-v}$  عند درجة الثقة المطلوبة

$$\frac{-\mathbf{B}}{\mathbf{b}} = \frac{\mathbf{B} - \mathbf{p}}{\mathbf{b}}$$

مثــال ١

ما هو حجم العينة المطلوب سحبها من مجتمع معين بحيث لا تختلف نسبة النساء فيها عن النسبة العامة بأكثر من ٢% بدرجة ثقة ٩٩% ، إذا علمت أن نسبة النساء في العينة لمثل هذا المجتمع تساوي ٢٥%.

الحسل

$$\frac{P - P}{c} = \frac{B - P}{c}$$
 sic cرجة الثقة المطلوبة



#### مثـــال۲

إذا أردنا تقدير نسبة السائحين الألمان في فوج سياحي أوروبي فما هو حجم العينة اللازم لإجراء هذا التقدير بحيث لا تختلف النسبة في العينة عن النسبة في المجتمع بمقدار ٥% بدرجة تقه ٩٩%.

#### الحسال

$$\frac{P}{v}$$
 =  $\frac{B-v}{v}$  عند درجة النقة المطلوبة  $\pm v$ 

وهي النسبة في العينة غير معلومة في هذا المثال



ن يتم اعتبار (١) النسبة في العينة تساوى الم

$$\frac{\cdot, \cdot \circ}{\mathsf{Y}, \circ \wedge} = \frac{(\cdot, \circ - \mathsf{Y}) \cdot, \circ}{\circ} / \cdot$$

$$\frac{\mathsf{Y}, \diamond \mathsf{A} \times \mathsf{A}, \diamond}{\mathsf{A}, \diamond \diamond} = \boxed{\phantom{A}}$$

البعض إلى ايجاد نسبة تقريبية من در اسات مماثلة سابقة

#### الفصل الثالث

# التوزيع التكراري لذات الحدين

### أولا: تمهيد:

نعلم من دراستنا السابقة أن ذات الحدين عبارة عن مقدار جــبرى
يتكون من حدين مثل المقدار ص + س ، كما نعلم أن مفكوك ذات الحدين
هــو عدد نواتج ضرب ذات الحدين عدد من المرات ويتضح ذلك فيما
يلى :



#### ملاحظات على مفكوك ذات الحدين:

١- عدد الحدود في أي مفكوك عبارة عن ١٠ ١ حيث هيي الأس ففي المفكوك (ص+ك) لنجد أن عدد الحدود ٣ حيث ٢ + ١ ، وفي المفكوك (ص +  $\circ$ ) نجد أن عدد الحدود 7 حيث  $\circ$  + 1 و هكذا .

٢- مجموع عدد معاملات الحدود عبارة عن ٢٦ ففي المفكوك (ص + ك) نجد أن عدد المعاملات ٤ حيث ٢ وهي :

 $- - \frac{1}{2} + \frac{1}{2}$  وهكذا



نق. =  $\frac{V}{V}$  = ۱، وأن معامل حده الثانى يساوى ۱۰ حيث نق. =  $\frac{V}{V}$  = ۱، وأن معامل حده الثامن يساوى ۲۰ حيث نق. =  $\frac{V}{V}$  = ۲۰ وهكذا .

ثانيا : متغير ظهور الصورة عند رمى قطعة نقود عدة مسرات كظاهرة ذات متغيرين كتابة وصورة :

عند رمى قطعة نقود مرة واحدة فإن احتمال ظهور الصورة يساوي  $\frac{1}{7}$  ويسمى ذلك بالاحتمال الرياضى (نسبة) ، وعند رمى قطعة النقود مرتين فمن المحتمل أن لا نحصل على الصورة فى أى منهما رغم أن الاحتمال الرياضى لظهور الصورة فى كل مره يساوى  $\frac{1}{7}$ ، لكن إذا كررنا رمى قطعة النقود عدد كبير جداً من المرات فإننا نجد أن الصورة



ستظهر في حوالي ٥٠% من الحالات ، وهـذا يقودنـا إلـي التعريـف الإحصائي للاحتمال ، فالاحتمال بالمعنى الإحصائي هو عبارة عن تكسوار نسبى أى التكرار النسبي لوقوع الحدث ، ويعتبر المعنى الإحصائي للاحتمال أقرب إلي منطق الأشياء من المعنى الرياضى .

# ثالثًا: المجتمع الإحصائي المتوقع لمتغير ظهور الصورة عند رمى قطعة النقود عدة مرات:

إذا رمزنا لظهور الصورة بالرمز ص ، وللكتابة بــ للرمز ك ، وإذا رمينا قطعة النقود (ص + ك ) ثلاث مرات مثلا فإن المجتمع الإحصائي المتوقع لمتغير ظهور الصورة هو  $Y^{7} = \Lambda$  وبيانها كما يلى :

عدد مرات ظهور المتغير في اللات رميات	بيان لنواتج الرمى	المتغير (ظهور الصورة)
۴	أي ظهور الصورة في الثلاث رميات	ص ص ص
4	أي ظهور الصورة مرتين في الثّلاث رميات	ص من ك
۲	أي ظهور الصورة مرتين في الثّلاث رميات	ص ك ص
1	أي ظهور الصورتمرة واحد في الثلاث رميات	ص ك ك



		تابع الجدول
عدد مرات ظهور المتغير في اللاث رميات	بيان لنواتج الرمى	المتغير (ظهور الصورة)
•	أي عدم ظهور الصورة في الثلاث رميات	ন ন ন
\	أي ظهور الصورة مرة واحدة في الثلاث رميات	ك ك ص
	أي ظهور الصورة مرة واحدة في الثلاث رميات	ك ص ك
<b>Y</b>	أي ظهور الصورة مرة مرتين في الثلاث رميات	ك ص ص

# والتوزيع التكراري المتوقع في هذه الحالة هو:

تكرار (ك)	علامات	المتغير
1	/	
٣	///	١
٣	///	۲
١	/	٣
٨		المجموع

يلاحظ أن مدى المتغير يتراوح من الصفر إلى ٣ ، كما يلاحظ أن التكرارات هي مفكوك ذات الحدين (ص + ك) ٠ . وعلى ذلك فالتوزيع التكراري لمتغير ظهور الصورة إذا كان عدد مرات الرمي يساوي ١٠ هو:



التكرار النسبي	التكرار المطلق	متغير ظهور
(الاحتمال الإحصائي)	(설)	الصورة
•,••)	١	•
٠,٠١٠	١.	1
٠,٠٤٤	٤٥	۲
.,117	14.	٣
٠,٢٠٥	۲۱.	٤
737,0	707	٥
٠,٢٠٥	۲۱.	٦
.,117	14.	٧
٠,٠٤٤	٤٥	٨
٠,٠١٠	١.	٩
•,••	٠	١.
١	1.71	المجموع

وأنه من الممكن إيجاد هذا التوزيع باستخدام التوافيق كما في الجدول التالي ، حيث ح هي احتمال نجاح ظهور الصورة ، ل هي احتمال فشلل خنهور الصورة ، ل هو احتمال النجاح والفشل معا (قاعدة ضرب الاحتمالات) .

°ق ح ر ل ° -ر	ح ال 🗴 🗠	<b>ت</b> ق.	متغير
أي الاحتمال	أي الاحتمال الرياضى لظهور	اي معامل الحد في	ظهور
الإحصائي للنتائج	الصورة في نواتج الرمي	المفكوك أو التكرار	الصورة
أو التكرار النسبي	سورد کی تو نے توہی	المطلق في التوزيع	
ننتائج		التكراري	
٠,٠٠١	$\cdot, \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \vee \vee = \cdot \cdot \cdot \left( \begin{array}{c} 1 \\ \hline \end{array} \right) \cdot \left( \begin{array}{c} 1 \\ \hline \end{array} \right)$	١	•
٠,٠١٠	$\cdot, \dots, 9 \vee = {}^{9} \left( \frac{1}{V} \right) {}^{1} \left( \frac{1}{V} \right)$	١.	١
.,. £ £	$\cdot, \cdot \cdot \cdot \land \lor = {}^{\land} \left( \frac{1}{Y} \right) {}^{\curlyvee} \left( \frac{1}{Y} \right)$	<b>£0</b>	۲
٠,١١٧	$\cdot, \dots \land \lor = {}^{\lor} \left( \frac{1}{\forall} \right) {}^{\lor} \left( \frac{1}{\forall} \right)$	14.	٣
٠,٢٠٥	$\cdot, \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \vee = \overline{} \left( \begin{array}{c} 1 \\ \overline{\Psi} \end{array} \right) \stackrel{\iota}{\cdot} \left( \begin{array}{c} 1 \\ \overline{\Psi} \end{array} \right)$	۲۱.	٤
۲٤٦,٠	$\cdot, \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \vee = \circ \left( \frac{1}{Y} \right) \circ \left( \frac{1}{Y} \right)$	707	0
۰,۲.٥	$\cdot, \cdot \cdot \cdot \cdot \vee \vee = {}^{\sharp} \left(\frac{1}{Y}\right)^{3} \left(\frac{1}{Y}\right)$	۲۱.	٦
٠,١١٧	$\cdot, \dots, \forall \vee = {}^{r} \left(\frac{1}{Y}  \right) {}^{\vee} \left(\frac{1}{Y}  \right)$	17.	٧
.,. £ £	$\cdot, \cdots, \forall V = {}^{V} \left(\frac{1}{V}\right) {}^{A} \left(\frac{1}{V}\right)$	٤٥	٨
٠,٠١٠	$\cdot, \cdot \cdot \cdot q \vee = \ \ ^{\prime} \left( \ \frac{q}{Y} \ \ \right) \ \ ^{q} \left( \ \ \frac{q}{Y} \ \right)$	١.	٩
٠,٠٠١	$\cdot, \cdots \forall \forall = (\frac{1}{4}) ' (\frac{1}{4})$	١	١.
,	•,••٩٧٧	1.75	المجموع

وقد أمكن للعالم برنولي Beronolli إيجاد هذا التوزيع بالقاعدة أ = تقرح كل صروسميت بقاعدة برنولي وتعنسي إذا كان س متعير



عشوائي (متغير ظهور الصورة) يمثل ظاهرة وكان لهذه الظاهرة نـ لنجين فقط هما النجاح باحتمال ح والفشل باحتمال ل أي ( ١ - ح) ، فإن التوزيع الاحتمالي لهذا المتغير هو احتمال عدد مرات النجاح إذا أجريت قاعدة برنولي عدد من المرات .

رابعا: الوصف الإحصائي لمتغير ظهور الصورة عند رمى قطعة نقــود عدة مرات كظاهرة ذات حدين:

الجدول الإحصائي اللازم:

نکرار متمجع صاعد	ك س ځ	2 س	التكرار المطلق (ك)	التكرار النسبي (الاحتمال الإحصائي)	متغیر ظهور الصورة (س)
,	•	•	١	•,••	•
11	١.	١.	١.	٠,٠١٠	١
٥٦	14.	٩.	٤٥	·,• źź	۲
177	1.4.	٣٦,	14.	٠,١١٧	۳ .
٣٨٦	<b>777.</b>	٨٤٠	۲۱.	۰,۲۰۵	٤
747	78	177.	707	٠,٢٤٦	0
ለ፣ለ	Y07.	٨٤,	۲۱.	٠,٢٠٥	٦
97/	٥٨٨,	٣٦.	١٢.	٠,١١٧	٧
1.18	۲۸۸.	ą,	<b>\$0</b>	·,• ź ź	٨
1.75	۸١٠	١.	١.	٠,٠١٠	٩
1.75	١	•	_ \	•,••)	١.
/	7717.	017.	1.75	. )	المجموع



### (1) الوسط الحسابي ( <del>س</del> ) :

#### (Y) الوسيط (ط):

$$d = v + \frac{v, \times U,}{v, + v,}$$

$$d = v + \frac{v, \times U,}{v, + v,}$$

$$o = v, 0 + \xi, 0 = \frac{v, \times V,}{v, \times V,}$$

$$d = v, 0 + \xi, 0 = \frac{v, \times V,}{v, \times V,}$$

# (٣) المنوال (أ):

$$d = \psi + \frac{\psi_1 \times \psi_1}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_2 + \psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_2 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_2 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_2 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_2 + \psi_2} + \frac{\psi_2 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_2 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_2 + \psi_2} + \frac{\psi_2 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_2 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_2 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_2 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_2 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_2 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_2 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_2 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_2 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_2 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{\psi_1 \times \psi_2}{\psi_1 + \psi_2} + \frac{$$

### (٤) الانحراف المعياري (ع):

(٦) معامل التفرطح:

لإيجاد هذا المعامل يستلزم إيجاد الجدول الإحصائي اللازم التالى:

ح ئك .	خ" ك	ح ا ك	ح ك	(س- <del>س</del> ) ح	اك	w
770	170	70	0-	0-	١	•
707.	72.	17.	٤٠-	٤	١.	١
2750	1710	٤٠٥	170-	٣-	٤٥	۲
194.	97.	٤٨٠	Y £ . —	۲-	١٢.	٣
۲١.	۲۱.	۲۱.	Y1	١ –	۲۱.	٤
صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	707	0
۲١.	۲۱.	۲۱.	۲۱.	١	۲۱.	٦
197.	97.	٤٨٠	۲٤.	۲	17.	٧
7750	1719	٤٠٥	100	٣	٤٥	٨
707.	٦٤٠	17.	٤٠	٤	١.	٩
770	170	70	٥	٥	١	١.
1797.	74	707.	صفر	صفر	1.78	المجموع



$$\frac{7}{2} = \frac{2}{2} = \frac{2}$$

$$\frac{\frac{\lambda^{2}}{\lambda^{2}}}{\frac{\lambda^{2}}{\lambda^{2}}} = \frac{\frac{\lambda^{2}}{\lambda^{2}}}{\frac{\lambda^{2}}{\lambda^{2}}} = \frac{\frac{\lambda^{2}}{\lambda^{2}}}{\frac{\lambda^{2}}{\lambda^{2}}}$$

$$\frac{77..}{1.75} \times \frac{0.00}{1.75} \times \frac{7}{1.75} \times \frac{0.00}{1.57} \times \frac{1097.}{1.75} =$$



العزم الرابع 
$$\frac{\alpha_{ij}}{\gamma_{ij}}$$
 التفرطح =  $\frac{\alpha_{ij}}{\alpha_{ij}}$   $\frac{\alpha_{ij}}{\gamma_{ij}}$   $\alpha_{ij}$   $\alpha_{ij}$ 

أي أن توزيع ذات الحدين هذا أقل تفرطحا من التوزيع الطبيعي المعياري

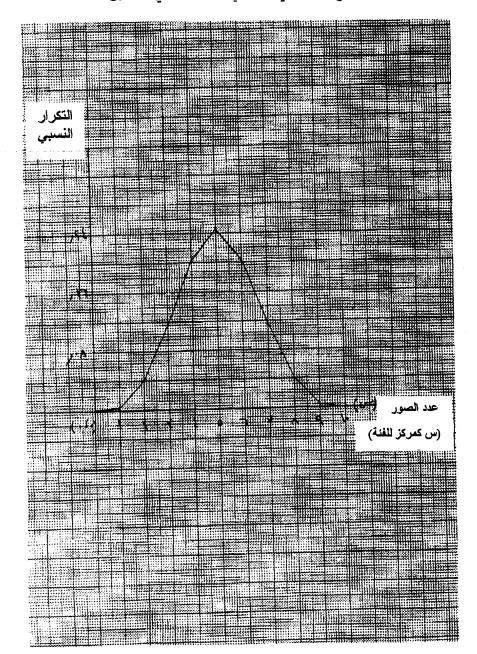
(٧) العرض البياني للتوزيع التكراري المعتدل لذي الحدين هذا:

يتأتى هذا العرض على أنه مضلع تكراري معتدل ، وهذا ما يوضحه الشكل البياني التالي ، وأنه بزيادة (ن) فإن المضلع هذا سيتحول إلى المنحنى الطبيعي ، ومن ثم يمكن الاستفادة من خصائص التوزيع الطبيعي في إيجاد الإحتمال الإحصائي للظواهر التي تتبع التوزيع المعتدل لذي الحدين .

- (٨) يسمى المتوسط الحسابي لذي الحدين بالتوقع ويرمز له بالرمز
  - : ميمكن حسابه بطريقة اسهل عن ذى قبل كما يلى :  $(\mu)$



### المضلع التكراري النسبي المعتدل لذي الحدين





 $(')_{\tau} = \mu$ 

حيث :

التوقع: التوقع  $\mu$ 

🔉 : عدد الوحدات

ح: احتمال النجاح للوحدة الواحدة

وينطبق هذا القانون على المثال محل الدراسة:

 $\frac{1}{7} \times 1 = \mu$ 

= ٥ وهي نفس النتيجة السابقة

وكذلك الانحراف المعياري لذى الحدين :

ع = / ن ح ل (۲)

حيث :

ع: الانحراف المعياري لذي الحدين.

<sup>(</sup>۱) ، (۲) لهما اثبات رياضي لكن يخرج ذلك عن نطاق هذا الكتاب

ن : عدد الوحدات ، ح : احتمال النجاح للوحدة الواحدة

. ( - ح ) . احتمال الفشل أى الأحتمال المكمل ( - ح ) .

وبنطبق هذا القانون على المثال محل الدراسة:

$$\frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1$$

= ١,٥٨ وهي نفس النتيجة السابقة .

 $= \frac{0, -0, -0, 0}{1,00} = -0.00$ 

aslab lite des 
$$= 7 + \frac{1-7-5}{3}$$

$$\frac{\frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{2} - 1}{1,0} + 7 =$$

$$T \approx T, V = \cdot, T = T = \frac{\cdot, 0}{\cdot, 0} + T = \frac{\cdot, 0}{\cdot, 0}$$

وهى تقريبا نفس النتيجة السابقة

(ح)بیماوی (واحتمال (ل) بیساوی 4 ولذلك إذا كسان اجتمىال ح4 > 7



فتوزیع ذی الحدین یکون ملتوی ناحیة الیسار (التواء سالب) ، أمسا إذا کان احتمال ح $\frac{1}{2}$  فتوزیع ذی الحدین یکون ملتوی ناحیة الیمین (التواء موجب) ، ویتضح ذلك عند تناول الأمثلة التطبیقیة ، کمسا أن  $\mathbf{p} = \mathbf{p}$  ح مهما کانت قیمة ح .

(١٠) معنى الوسط الحسابي والانحراف المعياري لتوزيع ذات الحدين :

نفرض أننا القينا قطعة نقود غير معيوبة عدد كبير جدا من المرات ولتكن ١٦٠٠ مره ، فإننا نتوقع أن نحصل على الصورة في نصف عدد هذه المرات أي حوالي ١٠٠ مره وأيضا على الكتابة في ١٠٠ مره ، ويعطينا الوسط الحسابي لتوزيع ذات الحدين (ح ح) هذا التوقع النظري حيث جح = ١٦٠٠ × أ= ١٠٠ مره . لكن إذا قمنا بإجراء هذه التجربة فعلا فقد نحصل مثلا على ١٩٠ صوره ، وإذا أجريناها مرة ألنية فقد نحصل على قيم تقترب من الرقم ١٠٠ وذلك رغم أننا نجري التجربة على نفس قطعة النقود ونلقيها في كل تجربة رغم أننا نجري التجربة على نفس قطعة النقود ونلقيها في كل تجربة



يرجع إلى عوامل غير معروفة وهي التي تسمى بعوامل الصدفـــة، أما إذا كانت قطعة النقود معيوبة أو أن طريقة رمسى القطعة غير سليمة فقد تنتج فروق آخرى ترجع لنوع آخر من الأخطاء وهو مــــــا يسمى بخطأ التحيز ، ويساعدنا الانحسراف المعيساري لتوزيسع ذات الحدين على معرفة هذه الفروق وهل ترجع إلى عوامل الصدفة فقط أو أن عوامل خطأ التحيز قد تسربت إليها ، فإذا كان الفرق بين التوقع النظرى والناتج الفعلى يقل عن قيمة وحدة انحسراف معيسارى أي الرح ل فالاحتمال كبير أن يكون هذا الفرق راجعا إلى عوامـــل الصدفة فقط ، أما إذا كان هذا الفرق يزيد عن ٣ ٧ أم ل أي ثلاثــة أصناف الانحراف المعياري فإن الاحتمال كبير أن يكون هذا الفرق هذا وجدنا أن التوقع النظرى ح = ١٦٠٠  $<math>\frac{1}{7} = 1.00$  وأن الانحراف المعياري لها =  $\sqrt{17.0} \times \frac{1}{7} \times \frac{1}{7} \times \frac{1}{7} = 1$  أي أننا إذا حصلنا على عدد من الصور يتراوح بين ٨٢٠، ٨٨٠ فإن هـــذا

<sup>(1)</sup> يؤول منحني التوريع التكراري المعتدل لدي الحدين إلى المنحني الطبيعي عندما تكبر - وتقترب من X



الفرق عن التوقع النظري يرجع إلى عوامل الصدفة ويسمي بالفرق الظاهري (غير المعنوي) ، أما إذا كان الناتج الفعلى يقع خارج مجلل ( $\mathbf{c} = \mathbf{c} = \mathbf{r} \sqrt{\mathbf{r}} = \mathbf{b}$ ) أي لا يقع داخل المجال ( $\mathbf{r} = \mathbf{r} = \mathbf{r} \sqrt{\mathbf{r}} = \mathbf{r}$ ) فمن المؤكد أن هذا الفرق يرجع إلى عوامل آخرى غير الصدفة ويكون الفرق في هذه الحالة فرقا جوهريا .

### خامسا: أمثله تطبيقية:

#### متــال

- إذا كان ٢٠% من إنتاج أحد الفنادق إنتاج معيب ، أخذت عينة
  - عشوائية عددها ٤ وحدات من هذا الإنتاج والمطلوب:
  - ١-أوجد احتمال أن يكون بالعينة وحدة واحدة تالفة .
    - ٢-أوجد احتمال ألا يكون بالعينة أي وحدة تالفة .
  - ٣-أوجد احتمال أن يكون بالعينة وحدتين تالفتين على الأكثر .

#### الحال

 $\cdot$  : احتمال و حود وحدة و احدة تالفة في إنتاج الفندق  $(-7) = \frac{7}{100} = \frac{7}{100}$ 



.. احتمال عدم وجود وحدة تالفة في إنتاج الفندق (ل) = ١ - ٢.٠

•,人 =

ن. احتمال وجود وحدة واحدة تالفة في العينة = في حرل ٥-٠

$$=$$
 <sup>1</sup>ق  $(, \cdot)$  (۸, ۰) =

., £ . 97 =

، احتمال عدم وجود أي وحدة تالفة في العينة =  $^{1}$ ق،  $(\cdot, \cdot)^{\cdot}$   $(\wedge, \cdot)^{\cdot}$ 

., ٤ . 97 =

، احتمال وجود وحدتین تالفتین فی العینه =  $^{1}$ ق ر  $( ^{,}, )^{(}$  (  $^{,}, )^{(}$ 

.,1047 =

، احتمال وجود وحدتين تالفتين على الأكثر في العينة

$$= z (w = \cdot) + z(v = 1) + z(w = 1)$$

.,9771 =



#### مثــال۲

في المثال السابق إذا كان إنتاج الفندق ٤٠٠ وحدة فأوجد المتوسط الحسابي والانحراف المعياري ومعاملي الالتواء والتفرطح لتوزيع - الوحدات.

الحـــل

المتوسط الحسابي لذى الحدين (التوقع  $\mu$ ) =  $\eta$  ح

 $\iota, \mathsf{Y} \times \mathsf{Z} \cdot = \mathcal{U}$ 

= ٨٠ وحدة معيبة

الانحراف المعياري لتوزيع ذى الحدين (ع) = ١٠٥ ل

.. ≥ × ۲, × × ... ... ... ... ...

= ٨ وحدة معيبة

معامل التواء لتوزيع ذى الحدين =  $\frac{1-5}{3}$ 

 $\frac{\cdot, \cdot, \cdot, \lambda}{\lambda} =$ 

= ۰,۰۷٥ ضعيف موجب



معامل التفرطح لتوزيع ذى الحدين 
$$= T + \frac{1-7-5}{3}$$

.,..0 + ~ =

٣,٠٠٥ =

التوزيع مدبب بدرجة طفيفة جدا

وبعد الانتهاء من هذا الباب (الباب الثاني) يجب الإشارة إلى أن غاية الإحصاء ليست دراسة العينة في حد ذاتها أو التقدير في حد ذاته ، وإنما غايته النهائية هي لاستنتاج الإحصائي لطبيعة توزيع الظاهرة في المجتمع ومن ثم إمكان تعميم الحكم على المجتمع ككل .

# الباب الثالست

اختسبارات الفسسروض

#### الباب الثالث

#### اختبارات الفروض

يعد هذا الباب هو أحد مجــــالى الاســتتتاج الاحصـــائى وهمـــا التقديـــر واختبارات الفروض ويشتمل على

تمهيد:

الفصل الأول: اختبار المتوسطات (المقارانات)

أولا: اختبار متوسط عينة

ثانيا: اختبار متوسطى عينتين

ثالثا: اختبار عدة متوسطات عينات (تحليل النباين)

الفصل الثاني : اختبار التباينات (التجانس)

أولا : اختبار تبايني مجموعتين (تجانس مجموعتين).

ثانيا : اختبار تباينات عدة مجموعات (تجانس المجموعات) .

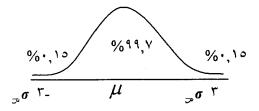
الفصل الثالث : اختبار النسب .

الفصل الرابع: اختبار الفرق بيت التكرار الشاهد والتكرار المتوقع.



#### التمهيد:

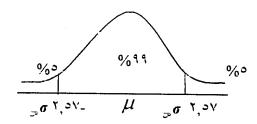
تسمى اختبارات الفروض باختبارات الفروق أو اختبارات السمى اختبارات الفروق أو اختبارات المعنوية Test of Significance وهي اختبار فرص العدم المعنوية Huptheses أي عدم وجود فرق حقيقي (معنوي) بين الواقع والمفترض، فإذا كنا بصدد مثلا اختبار الفرق بين متوسط المجتمع أم ومتوسط عينة مسحوبة منه  $\overline{w}$  بهدف معرفة أن العينة تمثل المجتمع أم لا فإن فرض العدم هو أن  $\mu=\overline{w}$  ي  $\mu-\overline{w}=$  صفر بمعنى عدم وجود فرق بين  $\mu$ ,  $\overline{w}$  ومن ثم فالعينة تمثل المجتمع، ويسمى ذلك بالفرض الصحيح، أما إذا كان  $\mu$ ?  $\overline{w}$  أي  $\mu-\overline{w}>$  صفر فإنه يوجد فرق ويسمى ذلك بالفرض غير الصحيح ، ويفيدنا توزيع متوسطات عينات المجتمع الذي يؤول إلى منحنى طبيعي معياري في إمكانية الحكم على حدود هذه الفروق فإذا كان  $\overline{w}$  يقع :



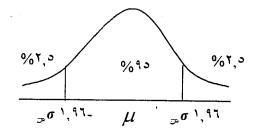


داخل حدود  $\pm \sigma$   $\sigma$  (أي ثلاث أخطار معيارية من متوسط المجتمع) فإنه يمكن قبول س على أنها لا تفترق عن  $\mu$  بدرجة تققة 99.7% وأن العينة تمثل المجتمع ، أما إذا كان س يقع خارج حدود  $\sigma$   $\sigma$  وأن يمكن القول بأن العينة لا تنتمى لهذا المجتمع وتعد من العينات النادرة .

وهكذا إذا كان س يقع:



وهكذا إذا كان 🗗 يقع :



# الفصل الأول

## اختبار المتوسطات

#### أولا: اختبار متوسط العينة:

يجرى هذا الاختبار لمعرفة هل العينة تنتمي للمجتمع أم لا وذلك باختبار الفرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع ، والمختبر الإحصائي المستخدم هو اختبار ى ، ت .

## اختبار ی ( Z ) :

يستخدم اختبار ى فى حالة العينات الكبيرة الحجم (مفرداتها أكبر من ٣٠ مفردة) ذلك لأن كبر حجم العينة يجعل توزيع متوسطات عينات المجتمع يتبع التوزيع المعتدل حتى لو كان المجتمع الأصلى غير معتدل ،

وبالطبع إذا كان المجتمع الأصلى معتدل فلا يشترط كبر حجم العينة ، والمعادلة المستخدمة هي :

$$\frac{\mu - \overline{\omega}}{\left(\frac{\sigma}{\omega}\right)} = \frac{\mu - \overline{\omega}}{\overline{\omega}} = \omega$$

أو

- المعدل ويرجع السبب في القسمة على (i-1) أن عــــدم معلوميـــة  $\sigma$
- تجعلنا نستبدلها بإيجاد ع من العينة ، وحتى لا يؤدى هذا الاستبدال إلى التحيز لقيمة σ فإنه يتم القسمة على ( ء ١ ) والذى يسمى بدرجات الحرية .

## اختبار (ت):

قام أحد العلماء في عام ١٩٠٨ بدراسة توزيع متوسطات العينات الصغيرة الحجم ( ٥٠ < ٣٠ ) فوجد أن هذا التوزيع لا يتبع التوزيع



المعتدل بل يتبع توزيع آخر أكثر تشتتا أطلق عليه اسم توزيع (ت) بدرجات حرية مختلفة عند مستريات معنوية مختلفة (جدول توزيع ت) .

#### والمعادلة المستخدمة هي:

 $\frac{\mu - \overline{\nu}}{2}$ بدرجات حریة معینة عند مستویات معنویة معینة  $\frac{\mu - \overline{\nu}}{2}$ 

## أمثله

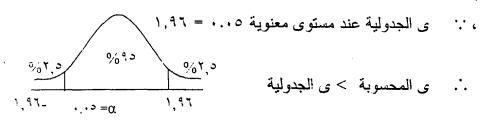
#### مثــال ١

مجتمع إحصائي يتبع توزيع معتاد متوسطة ( $\mu$ ) = ۸۰ درجة بانحراف معياري ۷ درجات ، تم سحب عينة عشوائية حجمها ۲۰ مفردة متوسطها الحسابي ( $\overline{w}$ ) = ۸۳ والمطلوب : هل العينة تمثل المجتمع أم لا وذلك بدرجة ثقة ۹۰% .

$$\frac{\overline{\psi} \left(\mu - \overline{\psi}\right)}{\sigma} = \omega \quad \therefore$$

$$7,1 \xi = \frac{\overline{v} \sqrt{x} \left(\lambda - \lambda v\right)}{v} = \omega \quad \therefore$$





- . . الفرق معنوى أي حقيقي بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع .
  - .. العينة لا تمثل المجتمع وهذا القرار بدرجة ثقة ٩٥%

#### ملحوظة:

إذا أردنا أن تقدر (µ) بفترة ثقة ٩٥% من العينة في المثال السابق فان

## الحل كما يلى:

ن المعنوية المطلوب عند مستوى المعنوية المطلوب  $\sigma = \mu$  ::

$$\lambda \cdot ,707 \leq \mu \leq \lambda 0,755$$
 ...



. . المجتمع الذي تمثله هذه العينة هو مجتمع متوسطه ينحصر بين حدين هما ٨٥,٧، ٨٠,٣ ، وهذا يؤكد أن هذه العينة لا تمثيل المجتميع الذي متوسطه ٨٠ درجة .

#### مئـــال ۲

بأحد الفنادق آلة لإنتاج منتج ما ذو سمك ٠,٠٥ بوصة ، وللتاكد عما إذا كانت الآلة لازالت تعمل بهذه المواصفات تم سحب عينة عشوائية حجمها ١٠ وحدات من إنتاج هذه الآلة ووجد أن متوسط سمك الوحدة فـــ العينة = ٠,٠٥٣ بوصة بانحراف معياري ٠,٠٠٣ بوصة ، والمطلوب : اختبار مدى صلاحية الآلة للإنتاج بدرجة ثقة ٩٩% .

الحسال

$$\frac{\overline{\upsilon} (\mu - \overline{\upsilon})}{3} = \overline{\upsilon} :$$

$$\overline{\upsilon} = \frac{3}{(3)} = 77777$$

، :: ت الجدولية عند مستوى معنوية ١% ودرجات حرية ٩ = ± ٣,٢٥



ونسبت للمحسوبة حن الجدولية من القرائد منه الثامة والته ومنصمة المات

- .. الفرق غير معنوي أي غير حقيقي بين متوسط المجتمـــع ومتوسـط معين المناه المستنسر بالكامل المناه العينة.
  - .. الآلة ما زالت صالحة للإنتاج وهذا القرار بدرجة تقه ٩٩%.

تم إجراء امتحان لطلبة الفرقة الثانية في مادة الاحصاء وكانت وكانت من مدادة الاحصاء وكانت والمعام المعام المع

نتيجة الامتحان لعينة عشوائية من هذا الامتحان هــــى ٦٠، ٤٠، ٣٠،

المنافية المناف في والمستعمل المنافعة والمنافعة والمنافعة المنافعة المنافعة المنافعة المنافعة المنافعة المنافعة

٧٠ ، ٥٠ ، ٩٠ ، ١٠ والمطلوب: هل يمكنك القــول أن متوسـط هــذه

العينة هو متوسط المجتمع الذي سحبت منه ؟

The market of

$$\circ \cdot = \frac{\forall \circ \cdot}{\lor} = \frac{\lor \cdot + \cdot \cdot + \vdots \cdot + \vdots \cdot}{\lor} = \frac{\lor}{\lor}$$



$$\frac{\frac{\partial}{\partial v}}{\left(\frac{\partial}{\partial v}\right)} = \dot{v} \cdot \dot{v} \cdot \dot{v}$$

$$o = \frac{o}{\left(\frac{Y}{Y}, \xi^{T}\right)} =$$

، ن ت الجدولية عند مستوى معنوية ٥% ودرجات حريبة ٦ تساوي ١,٩٤

.. ت المحسوبة > ت الجدولية . .

- الفرق معنوى بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع ، وعليه فالعينــة لا
  - · تمثل المجتمع أو أنها من العينات النادرة وهذا بدرجة ثقة ٩٥% .

### مثــال ٤

فى أحد المنتجعات السياحية يريد مكتب الصحة التاكد من أن متوسط أعداد البكتريا فى الشاطئ لا يزيد عن حد الآمان و هو ٢٠٠، فتم سحب عينة حجمها ١٠ أنابيب من ماء الشاطئ وبتقدير أعداد البكتريا بها وجسد ١٩٥، ٢١٠، ٢١٠، ١٨٤، ١٩٨،



ن ت أن ت المطلوب اختبر فرض أن  $\mu$  = ۲۰۰ إذا علمت أن ت الجدولية عند مستوى معنوية ٠,٠٥ درجات حرية ٩ تساوي ٢,٨٢ .

$$19\xi, \lambda = \frac{19\xi\lambda}{1} = \frac{\omega}{\mathbf{p}} = \overline{\omega}$$

$$17,\xi = \frac{1007,7}{9} / \frac{7(\overline{U} - \overline{U})}{1-p} \neq 0$$

$$1,70 = \frac{0,7}{\frac{17,15}{5,10}} = \frac{\mu - \overline{\omega}}{\left(\frac{\varepsilon}{\upsilon}\right)} = \underline{\cdots},$$

- ، ٠: ت الجدولية عند مستوى معنوية ٠,٠٥ درجات حرية ٩ = ٢,٨٢ .
  - · . ت المحسوبة < ت الجدولية بدرجة ثقة ٩٥% .
  - ن. الفرق غير معنوي وأن  $\mu$  = ۲۰۰ أي أن ماء الشاطئ آمن

#### مثــال ٥

تعاقد أحد موردي الدواجن مع أحد الفنادق على توريد كمية مـــن 

التسليم قام مسئول الاستلام بالفندق بسحب عينة حجمها ١٦ دجاجة وتبين أن الله عام، ع = ٢٠٠٦ جم فرفض الاستلام ، فهل هناك مبرر أيذا الرفض علما بأن ت الجدولية عنـــد مســتوى معنويــة ٠٠٠٠ در جات حریة ۱٥ = ۲,۱۳۱ .

$$1,00 = \frac{\cancel{7,\cdot7}}{\cancel{\xi}} = \frac{\cancel{\cancel{U}}}{\cancel{\xi}} = \cancel{\cancel{U}}$$

٠٠٠ ت انجدولية عند مستوى معنوية ٠٠٠٠ درجات حرية ١٥ = ٢,١٣١

.. ت المحسوبة < ت الجدولية ، وعلية فالفرق غير معنوى

 $\mu = 1$  كجم و لا يوجد مبرر للرفض وذلك بدرجة تقه 90% .

### مثــال ٢

إذا كان متوسط الاقامة في فنادق ج.م.ع هـــو ١٠٣ دو لار فــي اليوم بانحراف معياري ٦ دولار ، وببحث تكلفة الاقامة في عدد ٣٦ فندق بمحافظة القاهرة تبين أن متوسط تكلفة الاقامة بها فيى اليوم هو ١٢٤



دولار والمطلوب: هل يمكنك القول أن تكلفة الاقامة في فنادق محافظة القاهرة تختلف اختلافا معنويا عن تكلفة الاقامة في الفنادق على مستوى الجمهورية .

$$Y = \frac{1 \cdot \pi - 17\xi}{7} = \frac{\mu - \overline{\omega}}{\sigma} = \cdots$$

٠٠٠ ى الجدولية عند مستوى معنوية ٥,٠٠٣ (درجة ثقة ٩٩,٧ %) تساوى ٣

- .. ى المحسوبة > ى الجدولية ، وعليه فالفرق معنوي .
- .. يمكن القول أن تكلفة الاقامة في فنادق محافظة القاهرة تختلف اختلافا معنويا عن متوسط تكلفة الاقامة في الجمهورية بدرجة تقه ٩٩,٧ %.

#### مئـــال ٧

ماكينة مصممه لإنتاج نوع من المخبوزات متوسط قطره٧٤٥ سم وانحراف معياري ٠٨ . ١٠٨٠ قامت إحدى الفنادق بشراء هـنه الماكينـة



# والمطلوب:

١-صمم قاعدة لاتخاذ القرار تمكنك من التأكد بشكل معقول من أن
 مواصفات منتجات الماكينة تتفق مع المواصفات المطوبة .

٢-وضع كيف يمكنك تمثيل قاعدة اتخاذ القرار بيانيا (خريطة المراقبة)

#### الحا

-1

أولا: نقوم بأخذ عينة حجمها ٦ مفردات من ناتج مخبوزات الماكينة وتكرر الأخذ عدة مرات كل ساعتين مثلا ، ثم تحسب متوسط القطر في العينة كل مرة .

ثانيا : تتبع الإجراء الإحصائي التالي :

 $\sim \sigma$   $\sim \pi \pm \overline{\omega} = \mu$   $\sim \pi$   $\sim \pi \pm \overline{\omega} = \mu$   $\sim \pi + \pi$   $\sim \pi \pm \overline{\omega} = \pi$   $\sim \pi + \pi$ 

·, \ \pm = 0, \ \xi \dots

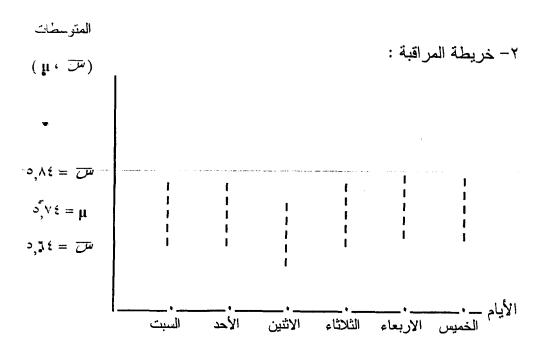
ن. س تتراوح بين ٢٤,٥،١٤،٥



ثالثًا: قاعدة اتخاذ القرار:

أ - إذا كان متوسط القصطر في العينة يقع داخط المدى ( ١٠٥ ، ١٨٤ ) فإن الماكينة تعمل حسب المواصفات .

ب- أما إذا كان متوسط القطر يقع خارج المدى (٥,٦٤، ٥,٨٤) .
فإن الماكينة لا تعمل حسب المواصفات ويتطلب الأمر البحث
عن الأسباب .



\* المحور الأفقى للأيام ، والمحور الرأسى للمتوسط



- \* يتم توقيع كل متوسط للعينة المأخوذة بنقطة كما موضح بالرسم
- \* وأنه مادامت النقط تقع بين الحدين ٤٠,٥ سم ، ٥,٨٤ سم فإن الماكينة تحت المراقبة ، أما إذا وقعت النقطة خارج حدود المراقبة مثل العينة الأونى يوم الاثنين فإن هناك خطأ ويتطلب الخامسة يوم الأحد ، والعينة الأونى يوم الاثنين فإن هناك خطأ ويتطلب الأمر استقصاء أسبابه .
- \* حدود المراقبة في هذا المثال كانت ٩٩,٧% (ثلاث أخطاء معيارية) ، ألا أن حدود المراقبة ممكن أن تكون ٩٩% (٢,٥٧ خطأ معياري) أو ألا أن حدود المراقبة ممكن أن تكون ٩٩% (٢,٥٧ خطأ معياري) .

#### ثانيا : اختبار متوسطى عينتين :

يجرى هذا الاختبار لمعرفة تبعية العينتين (المجموعتين) لمجتمع واحد أو المجتمعين مختلفين وذلك باختبار الفرق بين متوسطى العينتين، ويجرى الاختبار باستخدام المعادلة:

$$\frac{\overline{\psi} - \overline{\psi}}{\sqrt{\psi} - \sqrt{\psi}} = 0$$



حيث 6 مر مو الخطأ المعياري للفرق بين متوسطى العينتين أو

$$\frac{7 \cdot \sigma}{\ln A} + \frac{7 \cdot \sigma}{1 \cdot c} + \frac{7 \cdot \sigma}{1 \cdot c} + \frac{7 \cdot \sigma}{1 \cdot c}$$

حيث عهر الخطأ المعياري للفرق بين متوسطى العينين

أو المجموعتين في حالة عدم معلومية  $\sigma_1^2 \sigma_3 = \frac{3^2}{2}$  ويساوى  $\sqrt{\frac{3^2}{10^2}} = \frac{3^2}{10^2}$ 

وذلك بشرط أن حجم العينة > ٣٠.

$$\frac{\overline{w}_{1} - \overline{w}_{2}}{|a|} = \frac{\overline{w}_{1} - \overline{w}_{2}}{|a|} + \overline{w}_{1} + \overline{w}_{2}$$

$$\frac{\overline{w}_{1} - \overline{w}_{2}}{|a|} + \overline{w}_{2}$$

$$\frac{\overline{w}_{1} - \overline{w}_{2}}{|a|} + \overline{w}_{2}$$

وذلك إذا كان حجم العينة < ٣٠ ، وحيث :

 $3^{7} = \frac{(0, -1)^{3^{7}}, + (0, -1)^{3^{7}}}{0}$  ويسمى بالتباين التجميعي للعينتين  $\frac{1}{3}$ 

# 

### مثال ۱:

أراد مندوب المشتريات بأحد الفنادق أن يشترى نوعيان ما المصابيح الكهربية أ، ب، فقام بسحب عينة من كل ناوع بحجم المعبة ، وتبين أن متوسط عمر اللمبة حتى الاحتراق ما الناوع أأي المبة ، وتبين أن متوسط عمر اللمبة حتى الاحتراق ما الناوع أأي  $\overline{w}$  ،  $\overline{w$ 

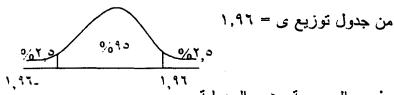
والمطلوب: هل هناك شك في أن النوعين لا يختلفان وذلك عند مستوي معنوية ٥٠٠٠؟

$$\frac{7\overline{\omega} - 1\overline{\omega}}{\frac{7}{10}} = 3$$

$$\frac{7}{10} + \frac{7}{10} = 3$$



، ن ى الجدولية عند مستوى معنوية ٥% هي من منحنى توزيـــع ى أو



.. ى المحسوبة < ى الجدولية .

.. الفرق بين المتوسطين فرق غير معنوى أى فرق غير حقيقي .

#### مثال ۲:

لقياس القدرة اللغوية لدى طلبة السياحة والفنادق وطلبة اللغات ، أجرى اختبار على عينتين من هذين المجتمعين ، وكانت نتيجة الاختبار كما يلى :

طلبة السياحة والفنادق طلبة اللغات حجم العينة (ن) متوسط درجة التحصيل في العينة (س ) ١٩٠٥ ١٩٠٥ ٢١ الانحراف المعياري في العينة (ع) ٢٥ ٢٠ ٥



والمطلوب: هل يمكنك الاستدلال (الاسترشاد) من هذه البيانات على أن هناك فرق حقيقي في القدرة اللغوية بين مجتمعي الطنبة محل الدراسة.

#### الحسل

$$\frac{\overline{U} - \overline{U}}{\sqrt{1 + \frac{3^{7}}{1 \cdot v}}} = \frac{\sqrt{3^{7} + \frac{3^{7}}{1 \cdot v}}}{\sqrt{1 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{3^{7}}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{\sqrt{7 \cdot v} + \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{7 \cdot v}{1 \cdot v}}{\sqrt{7 \cdot v}} = \frac{7 \cdot v}{\sqrt{7 \cdot v}} =$$

، ن ی الجدولیة عند مستوی معنویة ٥% هی من منحنی توزیع ی أو من جدول ی = ١,٩٦ .

- .. ى المحسوبة > ى الجدولية .
- . . يوجد اختلاف أي هناك فرق حقيقي بين المجتمعين في القدرة اللغوية وهذا القرار صحيح بدرجة ٩٥% أي باحتمال خطأ ٥% .

#### ملحوظة:

يبدو بمجرد النظر أن الفرق ١,٥ درجة تحصيل بين متوسطى



العينتين هو فرق طفيف ، إلا أنه بتحويله إلى فرق معياري ومقارنته بالتوزيع المعتدل المعياري يعنى أنه فرق حقيقي بين المجتمعين .

#### مثال ۳:

أجرى اختبار للذكاء على عينتين ، الأولى من طلبة السياحة بعدد ١٦ طالب ، الثانية من طلبة الفنادق بعدد ١٤ طالب ، وكانت النتائج كما يلى : -

العينة الأولى: ن، = ١٦، س ، = ١٠٧، ع، = ١٠

 $\Lambda = \gamma$  ، ۱۱۲ =  $\gamma$  ، ۱٤ =  $\gamma$  ، العينة الثانية : ن

والمطلوب: اختبر عند مستوى معنوية  $\alpha$  = ۰,۰۰ عما إذا كان يوجد فرق حقيقي بين مستوي الذكاء للمجتمعين محل الدراسة .

وذلك بفرض أن التوزيعين معتدلين ، وأن  $\sigma$  واحدة في المجتمعين .



$$\frac{| \dot{v}_{1} \dot{v}_{2} | \dot{v}_{1} \dot{v}_{2} |}{| \dot{v}_{1} \dot{v}_{1} |} = \frac{100 \, \text{c}}{| \dot{v}_{1} \dot{v}_{2} |} = \frac{100 \, \text{c}}{| \dot{v}_{1$$

$$\frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}{1}$$

، `: ت الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠٠٠ درجات حرية ٢٨ من جدول ت = ۲٫۰٤۸ .

- .. ت المحسوبة < ت الجدولية
- . . الفرق غير معنوي أي غير حقيقي بين العينتين أي أن مستوى الذكاء واحد بين مجتمعي الطلبة محل الدراسة وهذا القرار صحيح بدرجه 90% ، أي باحتمال خطأ ٥% .

#### مثال ٤:

لمقارنة إنفاق مجموعتين من السائحين ثم أخذ عينه عشوائية حجمها ١٠ مفردات من كل مجموعة و كـان إنفاق كـل سـائح فـي



# المجموعتين كما يلى :

00	11	٦٠	٥٢	źź	۲۷	٤٨	દદ	٣,٨	٤٧	انفاق سانع المجموعة الاولى (س١)
ź٠	٥.	٥٦	٣٦	44	٤٠	77	77	49	٤٠	انفاق سائح المجموعة الثانية (س،)

 $\mu_2 = \mu_1$  والمطلوب: اختبر أن

# الحسل

# ١) الجدول الإحصائي اللازم:

س ۲	۳٫۰۰۰	س ۱	۱ س
17	٤٠	77.9	٤٧
1071	49	1 2 2 2	۳۸
1.75	٣٢	1937	źź
1.19	٣٣	44.5	ź٨
17	٤٠	44.5	۲۵
777	77	1977	٤٤
1797	٣٦	44.5	٥٢
7777	০্ব	٣٦	٦.
70	٥,	1977	źź
17	٤.	٣.٢٥	00
17.90	٣٩٣	7877X	έλέ

الباب الثالث 
$$-17$$
، الباب الثالث  $= \frac{3 \wedge 3}{1}$   $= \frac{3 \wedge 3}{1}$   $= 3 \wedge 3$  دو لار

$$\frac{2m}{\sqrt{1}} = \frac{777}{1} = 7.77$$
 دو لار

$$\frac{r}{\left(\frac{10}{10}\right)} - \frac{r}{10} = r^{r}$$

$$\frac{r}{\left(\frac{10}{10}\right)} - \frac{r}{10} = r^{r}$$

$$TV, Y = YTY, O7 - YTY9, A =$$

$$\frac{\sqrt{\frac{r\omega + r}{r\omega}}}{r\omega} = r^{\frac{r}{\omega}} = r^{\frac{r}{\omega}}$$

$$= r^{\frac{r}{\omega}}$$

$$= r^{\frac{r}{\omega}}$$

$$= r^{\frac{r}{\omega}}$$

$$Y) :: 3^{\frac{1}{2}} = \frac{(\dot{v}_{1} - 1) 3^{\frac{1}{2}} + (\dot{v}_{2} - 1) 3^{\frac{1}{2}}}{\dot{v}_{1} + \dot{v}_{2} - 1}$$

$$01,70 = \frac{7 \cdot 27,77 \times 9}{10} = 07,70 = 0$$

$$\frac{-191-}{\sqrt{2}-\sqrt{2}} = \frac{7}{2}$$

$$\frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{7}{\sqrt{2}}$$

- ٤) : ت الجدولية عن مستوى معنوية ٠٠٠٠ درجات حرية ٢,١٠١=١٨
  - . ت المحسوبة > ت الجدولية ، وعلية فالفرق معنوى .
  - أي يوجد فرق حقيقي بين متوسط إنفاق المجموعتين  $\mu_1 \neq \mu_1$

وإذا كانت العينتين غير مستقلتين (يتبعان مفردة واحدة) :

$$\frac{\sqrt{\sigma} - \sqrt{\sigma}}{\sqrt{\sigma} \times \sqrt{\sigma}} = 0$$

$$\frac{\sqrt{\sigma} \times \sqrt{\sigma}}{\sqrt{\sigma} \times \sqrt{\sigma}} = 0$$

ويستخدم في حالة عدم توافر قراءات مفردات العينتين وإنما يتوفر عنهما

$$\int_{0}^{\infty} \frac{dv}{v} = \frac{dv}{\sqrt{3^{2}-v}}$$



حيث : ف : هي الفرق بين كل زوج من القرارات لكل مفردة .

س .: هي متوسط الفرق وتساوى بح ف

- ع ً . : هي تباين الفرق .
- ويستخدم هذا الاختبار في حالة توافر البيانات الأصلية لزوج كل مفردة ويسمى هذا الاختبار باختبار ت لمقارنة الأزواج.

## مثـــال ١

- عند دراسة تأثير دواء معين على ضغط الدم المرتفع تم أخذ عينة
- من ١٠ أشخاص مصابون بهذا المرض ، وتم قراءة ضغط الدم لكل منهم قبل وبعد تعاطى الدواء محل الدراسة وكانت النتائج كالتالى:

١.	4	٨	٧	7	٥	٤	٣	۲	١	المغردات
۲.,	190	19.	100	۱۸۰	10.	140	17.	۱۸۰	14.	قبل تعاطى الدواء
١٨.	14.	140	١٧.	١٦٥	1 : .	14.	100	17.	17.	بعد تعاطى الدواء

والمطلوب: اختبر هل للدواء تأثير أم لا .



#### الحسل

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

	ف ۲	انفرق (ف)	بعت	قبل	المفردات
	1	١.	١٦.	14.	١
	<b></b>	۲.	١٦.	١٨٠	۲
•	70	٥	100	١٦٠	٣
	70	c	۱۷۰	100	ź
	١٠٠	١.	١٤٠	١٥.	٥
	770	10	170	١٨.	٦
	770	10	17.	110	V
	770	10	140	19.	Д
•	770	10	١٨٠	190	٩
	٤٠٠	۲٠	14.	. Y	١.
Į	190.	۱۳.			المجموع

$$1 = \frac{1 \cdot v}{v} = \frac{2 \cdot v}{v} = \frac{2 \cdot v}{v} = \frac{1 \cdot v}{v$$

$$\frac{1}{1 - \frac{1}{1 - \frac$$

$$\gamma_{\Lambda, q} = \left( \frac{\gamma_{(1 + \gamma)}}{\gamma_{(1 + \gamma)}} - \gamma_{q_0, \gamma} \right) \cdot \frac{1}{1 - 1} = \gamma_{\Lambda, q}$$

$$V.V = \frac{V}{\frac{7}{1}} = V.V = \frac{V}{\frac{7}{1}} = V.V$$



، ن ت الجدولية عند مستوى معنوية ٠٠٠٥ ودرجات حرية ٩-٢,٢٦٢.

ن. ت المحسوبة > ت الجدولية .. الفرق معنوي

التفسير : أن للدواء تأثير على هذا المرض .

### متـــال ۲

الجدول التالى يوضح السياحة الوافدة من الصدول العربية فسى عامى ١٩٩٤ . ١٩٩٥ .

عدد السانحين عام ١٩٩٤	عدد السائحين عام ١٩٩٥	الدولة
س۲	س ۱	الدوية
3461	7.11	الجزائر
١٨٨٠	١٧٨٥	البحرين
77.7	017	العراق
٩٧٨٣	11777	الأردن
1822	17:17	الكويت
<b>797</b> A	११५	لبنان
77077	75579	ليبيا
٥٨٨٢	7777	المغرب
915	1.75	عمان
19799	17707	فلسطين
١٧٠٦	1777	قطر
TVA19	٢٠٩٥٣	السعودية
17.01	14.41	السودان
15445	1772.	سوريا
2017	0.97	تونس
reyy.	<b>FPAY</b>	الأمار ات

والمطلوب: اختبر هل يوجد فرق بين الحركة السياحية هذه لعامى ١٩٩٥ ، ١٩٩٥ .



# الحـــل

# تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

	ف ۲	الفرق (ف)	1998	1990	المفردات
~	VY9	77	1915	7.11	الجزائر
	١٤٨٨٤	177-	١٨٨٠	1404	البحرين
•	10117	177	۳۸٦	017	العراق
		١٦٠٤	٩٧٨٣	1177	الأردن
		1 : 1	١٣٨٢٢	17217	الكويت
		١٣٥	۳۹۳۸	११७१	لبنان
		· 1774	47077	<b>72579</b>	ليبيا
_		0.0	٥٨٨٢	<b>ኘ</b> ፖለሃ	المغرب
	:	10.	918	१०५६	عمان
•		7088-	19799	17707	فلسطين
		47	۱۷۰٦	1 \( \text{YTT} \)	قطر
		77 T E	۳۷۸۱۹	٤٠٩٥٣	السعودية
^		<b>٣٩</b> ٨٧-	17.01	١٢٠٧١	السودان
•	٤٠٧٤٠٣٦	77	1 2 7 7 2	۱٦٧٨٠	سوريا
	7 2 7 7 2 7 7	1072	<b>701</b> A	0.97	تونس
	۳۲	٦.,	7797	<b>FPAY</b>	الأمارات
	15.17190	٨٥	177770	17771.	المجموع

$$\left(\frac{\mathsf{v}(\omega+1)}{\mathsf{v}}-\mathsf{v}(\omega+1)\right)=\mathsf{v}(\omega+1)$$

$$\left( \frac{\mathsf{'}(\mathsf{u} + \mathsf{x})}{\mathsf{v}} - \mathsf{'}\mathsf{u} + \mathsf{x} \right) = \mathsf{v} \mathsf{x} + \mathsf{v} \cdot \mathsf{v}$$

= ۲۲۹.۲۹۹

$$\frac{\partial \varphi}{\partial \varphi} = \frac{\partial \varphi}{\partial \varphi} =$$

- ، `` ت الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠٠٠ و در جات حرية ١٥ = ٢,٣١
  - ن. ت المحسوبة < ت الجدولية وعليه فافرق غير معنوي .
- . . نقبل الفرق وهو لا يوجد فرق في الحركة الســـياحية بين عامي
  - . 1990 , 1995



### متـــال ٣

الجدول التالي يبين عدد الليالي السياحية بالدرجات الفندقية خال شهري يناير ويونيو عام ١٩٩٢ ، والمطلوب مقارنة الإقامة في الدرجات الفندقية خلال الشهرين .

تحت التقييم	نجمه	۲نجمه	۳نجوم	\$نجوم	٥ نجوم	الدرجة الفندقية
<b>7</b> £ 9	٤٨	99	777	١٨٧	170	يناير
757	77	٧٥	۲٠۸	100	٣٦٦	يونيو

#### الحسل

# تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

الدرجة الفندقية يونيو يناير الفرق (ف) ف الدرجة الفندقية يونيو يناير الفرق (ف) ف الدرجة الفندقية يونيو يناير الفرق (ف) ف الدرجة الفندقية يونيو ١٨٥ -٩٥ (١٨٤٣ عَ١٠) عَنْ بَوْمِ ١٨٠ ١٣٧ -٨٧ عَارَةً عَارَةً ١٨٥ -١٠٠ عَارَةً ١٨٥ المجموع ١١٨٣ ١١٨١ ١١٨١ ١٨٨١ ١٨٨٨ ١٨٨٨ ١٨٨٨ ١٨٨				<u> </u>	
نجوم       ١٨٧       ١٨٧       ١٠٢       ١٠٢       ١٠٢       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠       ١٨٠ <td< th=""><th>ف٢</th><th>الفرق (ف)</th><th>يناير</th><th>يونيو</th><th>الدرجة الفندقية</th></td<>	ف٢	الفرق (ف)	يناير	يونيو	الدرجة الفندقية
۳ نجوم     ۲۰۸     ۲۳۲     ۲۰۸       ۲ نجمه     ۲۰     ۲۰     ۲۰       ۲ نجمه     ۲۳     ۲۰     ۲۰       ۲ نجمه     ۳۲     ۲۰     ۲۰       ۳۵     ۳۶     ۳۶     ۳۶	.  ሞέλነ	09-	170	<b>٣</b> ٦٦	٥ نجوم
۲ نجمه ۲۵ ۹۹ –۲۲ ۲۲۰ نجمه ۳۲ ۸۱ –۲۲ ۱۶۶ تحت التقیم ۳۶۳ –۳۶ ۳۳	1.75	٣٢-	١٨٧	100	ځ نجوم
نجمه ۳۲ ۱۶۶ -۱۲ تحت التقيم ۳۶۳ -۳۶ ۳۶۳ -۳۶	3.7.5	77-	747	۲۰۸	٣ نجوم
تحت التقيم ٣٤٣ - ٦ ٣٣	٥٧٦	£ Y –	99	٧٥	۲ نجمه
	11 2 2	14-	<b>を</b> 入	. ٣٦	نجمه
المجموع ١١٨٣ ١٣٧١ ١٨٨٨	٣٦	7-	<b>729</b>	727	تحت التقيم
	アハアハ	١٨٨	١٣٧١	١١٨٣	المجموع

$$\left(\frac{\dot{a}}{\dot{a}} + \frac{\dot{a}}{\dot{a}} - \dot{a} + \frac{\dot{a}}{\dot{a}} + \frac{\dot$$

$$\left(\begin{array}{c} \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \wedge \lambda^{2}\right) - \frac{1}{2} & - \frac{1$$

- ، : ت الجدولية عند مستوى معنوية ٠,٠٥ درجات حرية تساوى ٢,٥٧١
  - ن. ت المحسوبة > ت الجدولية وعلية فالفرق معنوي .
- .. لا تقبل فرض العدم وتقبل الفرض البديل وهو وجود فــرق حقيقــي
  - بين مدة الإقامة في الشهرين وذلك بدرجة ثقة ٩٥% .



ثالثًا : اختبار عدة متوسطات عينات : (تحليل التباين)

#### : عيثمة

من المعلسوم أن اختبار ى (Z) يقتصر على مقارنة المجموعتين اللتين يكون كلا من  $\sigma$  ،  $\sigma$  لمجتمعيها معلومتين لـــدى الباحث و هو الأمر الذي لا يتوافر في جميع الأحوال . كما أن اختبار ت (T) لا يكون عمليا في المقارنة بين عدة مجموعات حيث لابد سن حساب عدة قيم لـ ت حتى يمكن مقارنة اثنين كل مره و هو أمـر خـير عملى ، فمثلا إذا كنا نريد مقارنة ٣ مجموعات أي ٣ متوسطات مجموعات باستخدام اختبار ت فإننا سنجرى ٣ مقارنات ، وإذا كنا أملم ٥ مجموعات فسنجرى ١٠ مقارنات ( 'ق، = ١٠) ، وإذا كنا أمام • امجموعات فسنجرى ٤٥ مقارنة ( 'ق، = ٤٥) ويعتبر هــــذا الأمــر مجهد جدا . وأنه للتغلب على هذه الصعوبات تمكن العـالم فيشر عام ١٩٢٥ من إيجاد طريقة إحصائية تمكن من إجراءات المقارنة بين عدة متوسطات في أن واحد تعرف بطريقة تحليل التباين Analgsis of Variance واختصار ANOVA ثم إجراء اختبار المعنوية لنتائج



التحليل باستخدام المختبر الإحصائي F نسبة إلى العالم فيشر ، ويجسرى التحليل والاختبار كما في المثال الإيضاحي التالي:

لإجراء المقارنة بين طلاب أقسام السياحة والارشاد والفنادق في امنحان اللغة الانجليزية ثم أخذ عينة عشوائية من كل قسم حجمها ٥ أفراد

وكانت درجاتهم كالتالى :

طلبة الارشاد	طلبة الفنادق	طلبة السياحة
<b>*</b>	٦	1
٧	1 7	۲
٧	١٤	٦
۲	Α	٤
۲	o	٧

خطوات تحليل التباين واستخدام اختبار ف لإجراء المقارنة:

١) حساب التباين الكلى باعتيار جميع مفردات المجموعات كمجموعة واحدة :

$$\frac{(\overline{\upsilon} - \overline{\upsilon}) + (\overline{\upsilon} - \overline{\upsilon})}{1 - \overline{\upsilon}} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}$$

$$(1) \frac{1 + \lambda}{1 + \lambda} = \lim_{x \to \infty} \frac{1 + \lambda}{1 + \lambda}$$

<sup>(</sup>۱) سَلَ السياحة = ؟ ، سَلَ الفنادق = ٩ ، سَلَ المَرْشاد = ٥ ، سَلَ = ٢ .



# ٢) تعليل التباين الكلى إلى مكوناته:

أ- التباين داخل المجموعات:

- مجموعة هو متوسط مجموع مربعات انحرافات القيم عن توسطها الحسابي .

$$'$$
د النباین داخل المجموعات = ع'  $+$  ع'  $+$  غ  $+$  خ'  $+$ 

ب- التباين بين المجموعات:

- وهو متوسط مجموع مربعات انحرافات متوسطات المجموع ات عن متوسطهم الحسابي أي  $\frac{\sqrt{100} \sqrt{100}}{100}$  مرجحا بالأوزان . أي بعدد مفردات كل مجموعة .
  - $\frac{(7-7)^{2}+(7-7)^{2}+(7-7)^{2}}{1-7}=\frac{(7-7)^{2}+(7-7)^{2}+(7-7)^{2}}{1-7}$



<del>\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_=</del>

ويتضح أن مجموع التباينين داخل المجموعات وبين المجموعات يساوى التباين الكلى أي  $\frac{V^{\Lambda}}{1} + \frac{V^{\Lambda}}{1} = \frac{11}{11}$  مع ملاحظة أن الجمع

- هنا جمع إحصائي وليس جمع حسابي .
- التباين بين المجموعات = التباين داخل المجموعات (٣

$$0, \hat{z} = \frac{70}{7,0} =$$

- 3) نقارن ف المحسوبة بـ ف الجدولية عنـ د مسـ توى معنويــ ق  $^{(1)}$ . و ودر جات حرية (7, 7, 7) و التي تساوى (7, 7, 7) من جدول توزيع ف(7, 7, 7).
  - ن. ف المحسوبة > ف الجدولية وعليه فالفرق معنوى.

ويمكن صياغة خطوات الحل السابقة في جدول يسمي بجدول تحليل

۱۱۰ سیر د تباعا شرح **جدول توزیع ف** .



: Analgsis of Variance : التباين كما يلي

F	مترسط مجموع مربعات الانحرافات MS	مجموع مربعات الالحرافات SS	درجات الحرية D . F	مصدر التباین S . V
νο, έ = <del></del>	٣٥	٧.	۲	بين المجموعات BSS
4.0	٦,٥	٧٨	۱۲	داخل المجموعات WSS
		1 £ A	١٤	الكلى TSS

Source of Variation S. V

Between Sums of Squars BSS

Withen " " " WSS

Degree of friadiam D.F

SS

## مثـــال ۲

فى تجربة ما تم المقارنة بين ٣ عينات بكل عينة ٥ مشاهدات ، والمطلوب عمل جدول تحليل التباين إذا علمت أن مجموع المربعات الكلية ٢٠٠، وأن التباين داخل المجموعات (الخطأ التجريبي) هو ١٠، وأن التباين داخل المجموعات (الخطأ التجريبي) هو ١٠، وأن الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠،٠ ودرجات حرية (٢،٢) هو ٣.٩.



#### الحـــل

- : عدد العينات ٣ وحجم كل عينة ٥
- . . العدد الكلى للمفردات = ١٥ مفردة
- .. درجات الحرية الكلية = ن ١ = ١٥ ١ = ١٤ . .
  - ، :: عدد العينات ٣
- Y = 1 Y = 1 U = U U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U = V U =

# جدول تحليل التباين:

F	متوسط مربعات الانحرافات	مجموع مربعات الانحرافات	درجات الحرية	مصدر التباين
ξ·	٤٠	٨٠ :	۲	بين المجموعات
١.	١.	17.	17	داخل المجموعات
		۲.,	١٤	الكلى

- .. ف المحسوبة > ف الجدولية .
- . . الفروق بين المجموعات التلاثة فروق معنوية (حقيقية) .



ونستنتج من ذلك أن المجموعات الثلاثة مختلفة عن بعضها وأن هذا القرار بدرجة ثقة ٩٥%.

#### متـــال ٣

لمقارنة الأجر الشهري للعمال في ٣ شركات سياحية تم أخذ عينة من عمال كل شركة وكانت أجورهم كما في الجدول التالي:

الشركة الثالثة	الشركة الثانية	الشركة الأولى	المعاملات المشاهدات (الاجور) (العمال)
۲۸	۲۸	٧٨	العامل رقم ا
٨٤	۹.	۸۰	العامل رقم ۲
۸۲	9 £	۸٦	العامل رقم ٣
		٨٤	العامل رقم ٤

والمطلوب: اختبر وجود فرق بين أجر العمال في الشركات الثلاثة

#### الحسل

يتم هذا الاختبار باستخدام أسلوب تحليل التباين كما يلى :

١) حساب المتوسط لكل مجموعة:



$$q. = \frac{q:+q.+\pi}{\pi}$$
 = Itilizi =  $\frac{\pi}{\pi}$ 

$$\Lambda \dot{z} = \frac{\Lambda \dot{z} + \Lambda \dot{z} + \Lambda \dot{z}}{\Psi} = \frac{\Lambda \dot{z} + \Lambda \dot{z} + \Lambda \dot{z}}{\Psi}$$

#### ٢) حساب المتوسط العام:

$$Ac = \frac{\forall x \land \xi + \forall x \land \xi + \xi x \lor \xi}{\forall x \leftrightarrow \xi} = \overline{\overline{\psi}}$$

٣) حساب التباين داخل كل مجموعة:

ع المجموعة الأولى= 
$$\frac{(^{^{\prime}})^{^{\prime}}+(^{^{\prime}})^{^{\prime}}+(^{^{\prime}})^{^{\prime}}+(^{^{\prime}})^{^{\prime}}+(^{^{\prime}})^{^{\prime}}+(^{^{\prime}})^{^{\prime}}+(^{^{\prime}})^{^{\prime}}}{\pi}$$

$$\frac{rr}{r} = \frac{(q \cdot q^2) + (q \cdot q^2) + (q \cdot q^2)}{r} = \frac{rr}{r}$$

$$\frac{\Lambda}{V} = \frac{(\Lambda^{2}-\Lambda^{4})^{+} (\Lambda^{2}-\Lambda^{4})^{+} (\Lambda^{2}-\Lambda^{4})}{V} = \frac{\Lambda}{V}$$

$$\frac{\Lambda}{V} = \frac{\Lambda}{V} + \frac{V}{V} + \frac{V}{V} = \frac{V}{V} + \frac{V}$$

مع ملاحظة أن الجمع هنا جمع إحصائي وليس جمع حسابي .



### ٤) التباين بين المجموعات :

ع بين المتوسطات والمتوسط العام =

$$\frac{11!}{7} = \frac{(10-0.1)^{7} + (10-0.1)^{7} + (10-0.1)^{2}}{7} = \frac{11!}{7}$$

التباین الکلی :

$$\frac{7}{3} = \frac{7}{3} = \frac{7}{3}$$

$$3^{7} = \frac{r}{p} \left[ \left( \lambda \vee - 0 \lambda \right)^{7} + \left( \lambda \wedge - 0 \lambda \right)^{7} + \left( 7 \lambda - 0 \lambda \right)^{7} + \left( 3 \lambda \wedge - 0 \lambda \right)^{7} \right]$$

$$(19 \pm)$$
  $\frac{1}{9} =$ 



ويلاحظ أن:

التباين الكلى = التباين داخل المجموعات + التباين بين المجموعات

$$\frac{11!}{V} + \frac{\lambda}{V} = \frac{19!}{9}$$

ANOVA

٦) جدول تحليل التباين :

F	متوسط مجموع مربعات	مجموع مربعات	درجات الحرية	مصدر البيانات
o =	٥٧	۱۱٤	۲	بين المجموعات
۱۱۰۶ وتسمى F المحسوبة	* 11,5	۸۰	Y	داخل المجموعات
		192	٩	الكلى

- (V, Y) : F الجدولية عند مستوى معنوية (V, Y) : F : V الجدولية عند مستوى معنوية (V, Y) : F : V
  - . F المحسوبة F الجدولية وعليه فالفرق معنوى .
- ن نرفض فرض العدم وهو أن  $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$  ونقبل الفرض ...

<sup>&</sup>quot; هو النباين داخل المجموعات ويسمى بالخطأ اتجريبي .



البديل وهو أن  $\mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3$  ، أي يوجد فرق بين البيانات المعطاة ، أي يوجد فرق بين الأجور في الشركات الثلاثة .

### متـــال ٤

- لمقارنة الانفاق السياحي في مصــر وفقـا للأسـواق السـياحية
- المصدرة للسياحة في العالم تم اختبار ٤ سائحين اختبارا عشوائيا من كـــل من هذه الأسواق وكانت النتائج المتحصل عليها كالتالي :

ليوم	ح في ا	، السائ	انفاق	المعاملات (انفاق السائح)	
ź	٣	۲	١	نوع السائح)	المشاهدات (
0.	٠,	20	00	Í	أوربا
70	00	٤٥	ź٠	ب	أمريكا
٤٠	٣٥	٤٠	20	<del></del>	أسيا
źo	٤٥	٤٠	۴.	۶	افريقيا
٤.	70	٣٥	٣.	&	استراليا

المطلوب : اختبر هل يوجد فرق معنوي بين أنواع السائحين الخمسة فيي الإنفاق السياحي .



#### الحسل

#### ملاحظات:

1-يلاحظ أننا أمام ٥ عينات بكل عينة ٤ مفردات ، ولاجراء المقارنـة يستلزم اجرائها بين عدة متوسطات عينات أي متوسطات العينـات الخمسة وهنا يتم استخدام جدول تحليل التباين والمختبر الإحصائي F.

٢-أنه بدلا من استخدام طريقة الفروق كما في الأمثلـــة السابقة سيتم
 استخدام القيم الأصلية مباشرة مع تطبيق القوانين المناسبة (١) وهي :

$$\frac{\text{Y}(2)}{\text{Uz}} = \text{SST}$$
 المجموع الكلى للمربعات SST = بح س

حيث: ت هي عدد المشاهدات ، بر هي عدد المعاملات

$$\frac{\text{Y}(2)}{\text{Y}} - \frac{\text{Y}(2)}{\text{Y}} = \frac{\text{Y}(2)}{\text{Y}} = \frac{\text{Y}(2)}{\text{Y}}$$
 (۲) مجموع المربعات داخل المجموعات

(۳) مجموع المربعات بين المجموعات SSW = 
$$> m^{7} - (> m^{2} - (>$$

<sup>•</sup> لكل من القوانين الثلاثة إثباتها الرياضي القائم على أن مجموع المربعات = بر (س \_ س )



$$\frac{\lambda \xi \circ}{} = \nabla \xi \lambda \zeta 1, \forall \circ -$$



#### تانيا : جدول تحليل التباين :

F	متوسط مجموع مربعات	مجموع مربعات	درجات الحرية	مصدر البيانات
$\xi, \forall \xi = \frac{\forall 11, \forall o}{\xi \xi, o \Lambda}$	711,70	人名	ź	بين المجموعات
وتسمى F المحسوبة	* ££,0A	٦٦٨,٧٥	10	داخل المجموعات
			19	الكلى

F . و الجدولية عند مستوى معنوية F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F . F .

- $\cdot$  F المحسوبة F الجدولية وعليه فالفرق معنوي .
  - ن نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل أي أن

 $\mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 \neq \mu_4 \neq \mu_5$  أي أن الاختلافات بين المتوسطات الخمسة أكبر من الاختلافات العشوائية ، أي أن الفرق حقيقي ولم ينتج عن الصدفة ، وهذا القرار على صواب في 90% من الحالات .

<sup>\*</sup> هو التباين داخل المجموعات ويسمى بالخطأ اتجريبي .



# ثالثًا: مقارنة الأتواع ببعضها:

ت الجدولية عند مستوى معنوية  $\alpha$  ودرجات الحرية المقابلـــة  $\perp$ 



#### ونعود لحل المثال

$$\frac{\xi \xi, \diamond \wedge \times \Upsilon}{\xi} \vee \times \Upsilon, \Upsilon = L.S.D \therefore$$

حیث ت الجدولیة عند مستوی معنویة ۰,۰۰ درجات حریـــة ۱۰ هی ۲,۱۳۱

 $= 17,7 \times 77,3 = 1.00$  حو لار

# ، وبتوزيع المتوسطات الخمسة بطريقة تنازليا :

a	۶	جـ	ب	Í	لمات تنازليا	التوسم
٣٢,٥	٤.	ź,	٤٣,٧٥	07,0	ſ	07,0
٠٢٠	17,0	117,0	۸,٧٥	صفر	Ļ	٤٣,٧٥
*11,70	4,40	٣,٧٥	صفر		<u>ب</u>	٤٠,٠٠
٧,٥	صفر	صفر			۶	٤٠,٠٠
٧,١	صفر				&	۳۲,0۰
صفر						

يتضح من العلامة \* تعنى وجود فرق معنوي بين المتوسطين مثلا (أ، ج)، (ب، ه) وعلى ذلك فالإيضاح التالي يبين بسهولة المتوسطات المتساوية

j		_	١٨٥_	الثالث	الباب
	۳۲,0	٤٠	٤.	٤٣,٧٥	07,0
		***************************************			

فالمتوسطات المتساوية هي التي تحتها خط فقط.

#### الفصل الثاني

# اختبار التباينات (التجانس)

# أولا : اختبار تباینی مجموعتین ر تجانس مجموعتین )

تهتم الاحصاء الوصفى بقياس تشتت البيانات وذلك لمعالجة ما قد تحدثه مقابيس النزعه المركزية من تضليل ، ويعد الانحراف المعيارى هو اهم الطرق الاحصائية فى قياس ووصف تشتت البيانات . فيإذا قام باحث بحساب الانحراف المعيارى لدرجات امتحان مجموعتيان ما الطلاب فى مادة الاحصاء وتبين ان الانحراف المعيارى للمجموعة الثانية ١٠ درجات ، فإن الباحث يدرك ان طلاب المجموعة الأولى متقاربين فى الدرجات التاسى حصلو يدرك ان طلاب المجموعة الأولى متقاربين فى الدرجات التاسى حصل عليها ، أى ان التشتت فى درجاتهم متقارب أى ضيقا أى متجانس ، ومن ثم فإن درجات المجموعة الثانية متباعدة أى واسعا أى غير متجانس .

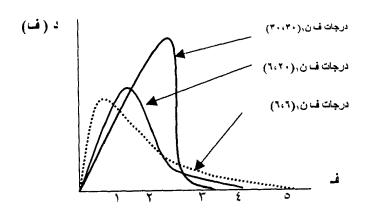


وعلى ذلك فالباحث لا يستطيع أن يصل الى قرار فى شأن تجانس مجموعة واحدة ما لم يقم بمقارنة تشنتها بتشنت مجموعة ثانيسة ، أى يقارن بين الانحراف المعيارى للمجموعة الاولى بالانحراف المعيارى المجموعة الاولى بالانحراف المعيارى للمجموعة الثانية ، وهنا قد يجد الباحث ان الانحراف المعيارى للمجموعتين متساويين أى لا فرق بينهما ولذلك يستنتج ان المجموعتين متجانستين ، وقد يجد فرق بينهما والسؤال هل هذا الفرق فرق واضح للمعنى أم انه فرق ظاهرى ناتج عن الخطأ العشوائى عند اختيار مجموعتى البحث ، وهنا يتدخل الاحصاء التحليلي لمعرفة ما اذا كان هذا الفرق معنوى ام غير معنوى ، والمختبر المعنى بالكشف عن معنوية هذا الفرق هو اختيار النسبة الفائية أي ف أو F وهو عبارة عن المعادلة التالية :

للمقام، وعلى أساس ان البسط يكون للتباين الكبير والمقام التباين الصغير. وقد ثبت (العالم فيشر) ان استخدام النسبة الفائية للمقارنة بين تبايني مجتمعين هو الأصح لعملية المقارنة من استخدام اختبار الفرق بينهما .وتعتبر ف متغير عشوائي متصل تراوح قيمته بين الصفر



والمالانهاية ولا يأخذ قيمة سالبة ذلك لانه عبارة عن نسبه بين تباينين كما في انشكل التالي :-



و كما في كل التوزيعات المتصلة فإن توزيع ف يعبر عن المساحة تحدت المنحنى ، ويلاحظ ان شكل هذا المنحنى يتأثر بحجم العينتين ، ويقوم هذا التوزيع على انه اذا تم اخذ كل العينات الممكنه ذات الحجم ن ، من مجتمع موزع توزيع طبيعى تباينه ٥٠، ثم حسب تباين كل عينه من هذه العينات عربه (ن، - ۱) ، ثم أخذت كل العينات الممكنة ذات الحجم ن ، من مجتمع موزع توزيع طبيعى تباينه ٥٠، ثم حسب تباين كل عينه من هذه العينات عربه (ن، - ۱) ، فإن التوزيع التكرارى من هذه العينات عربه (ن، - ۱) ، فإن التوزيع التكرارى لكل النسب الممكنة لتباينات عينات المجتمع الاول وتباينات عينات

12.00

المجتمع الثانى اى \_\_\_\_\_\_ تتبع توزيع يسمى توزيع ف درجات حريه علام على معلى اللبسط ودرجات حريه للمقام ، أى ان توزيع ف عبارة عن مجموعة مسن المنحنيات التكرارية يتميز كل منها عن الاخر برقمين لدرجات الحرب احدهما للبسط والاخر للمقام .

ولتوزيع في جداول خاصه تبين قيم ف عند درجات حرية مختلفة لكلا من البسط والمقام بحيث يمثل الصف الاول في هذا الجدول درجات الحريه للبسط ،وبحيث يمثل العمود الاول درجات الحرية للمقام ،وذلك عند مستوي معنوية ٥% او ١% وسيتضح ذلك عند تناول الامثلة التالية:

#### ثانيا: الامثلة:

#### متـــال ١

إذا كان الانحراف المعياري لدرجات امتحان ٣١ طالب في مادة الاحصاء يساوى ٧ درجات ، ولعدد ٥١ طالب يساوى ٥ درجات فالمطلوب:

١-احسب قيمه ف



٢- أوجد درجات الحريه

٣- أوجد قيمة ف الجدولية عند مستوى معنوية ٠,٠٠،

٤ – اختبر معنوية الفرق بين تبايني المجموعتين .

لحــــل

$$\frac{3^{7}}{1}$$
 التباین الکبیر  $\frac{3^{7}}{1}$  التباین الصغیر  $\frac{3^{7}}{1}$ 

 $= \frac{193}{70} = 1,97 = \frac{1}{100}$ 

Y-درجات الحريه = (ن - ۱) للتباين الكبير ، (ن - ۱) للتباين الصغير

$$(1-01)$$
,  $(1-7)$  =

0. , " -

٣-ف الجدوليه عند مستوى معنويه ٠,٠٠ ، بالكشف فى جدول توزيع فى فى الصف الأول حيث درجات الحريه للتباين الكبير وفى العمود الأول يسارا حيث درجات الحريه للتباين الصغير ثم بتلاقيهما نحصل على النسبه الفائية عند مستوى معنوية ٠,٠٠ وأسفلها عند مستوى



معنویه ۰,۰۱ و علی ذلك تكون ف الجدولیة عند مستوی معنویه ٥٠,٠ و عند مستوی معنویه ٥٠,٠ و عند مستوی معنویه ۲,۰۱ هی ۲,۰۱

٢- بمفارنه ف المحسوبه بالجدولية عند مستوى معنويه ٠.٠٥ ودرجات
 حريه (٣٠، ٥٠) نجد أن :

ف المحسوبة > ف الجدولية لذلك فالفرق معنوى ومن ثم فالمجموعتين غير متجانستين من حيث التشتت بدرجة ثقه ٩٥%

#### متــال ٢

البيانات التالية لفوجين من السياح وفقا لإنفاقهما على منتجات خان الخليلي بالدو لار خلال أسبوع ، وكان الفوج الأول يتكون من ١٠ أفراد والفوج الثاني يتكون من ٨ أفراد :

۲١	۱۷	٧.	١٨	١٢	١.	١٦	10	17	١.	الفوج الاول س،
		٤٠	۲۸	77	۳.	٤٢.	40	77	40	الفوج الثاني س،



### والمطلوب :

اختبر صحة فرض الفوج أى ٢٥-١٥

# تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

س۲۲	س ۲	YUM	س ۱
770	١	70	١.
έλέ	47 5	**	١٨
1770	770	٣٥	10
1107	707	٤٣	١٦
9	١	٣.	١.
έλέ	1 2 2	. 77	17
VAÉ	44 8	7.7	١٨
17	ź.,	٤.	۲.
	1 1 9		١٧
	2 2 1		71
بخ = ۲۰۸۸	ج = ۲۹۰۳	۲۳٦= ج	بح =۷٥٧

$$\frac{10,7\%}{9} = \frac{100}{100} =$$



$$=\frac{7,79}{10.75}$$
 = 7,7 ess. in the energy =

. .. ف الجدوليه عند مستوى معنويه ١٠٠١ ودرجات حريمه ٧٠٩ ښې ۲٫۲۱ .

ن.ف المحسوبه < ف الجدوانيه وعليه فالفرق غير معنوى

ن. يقبل فرض العدم أى أن  $\sigma = \sqrt{\sigma}$  و من شم فالمجموعتين متجانستين وهذا بدرجة ثقه ٩٩%.



# ثانيا : اختبار تباينات عدة مجموعات ( تجانس المجموعات ) :

### مئـــال

اختبر تجانس ٨ أفواج سياحية من أوربا وفقا لانفاقهم اليومى (بالدولار) بمدينة الاقصر علما بان تباينات كل من الافواج ودرجات الحريه هي:

٨	Υ	٦	0	٤	٣	۲	١	الفوج
١٠,١٦	77,71	۲۰,۳٥	19,8	٩,٨٢	79,98	<b>75,77</b>	0,7	ع`
							A	درجات الحريه
λ	^	^	^	^	^	^		د ، ح

#### الحـــل

#### الجدول الإحصائي اللازم:

(د.ح) ع'د	اللوغارتم الطبيعي لـ ع' (ع'ــ)	(۲۰-۱) ع	ځ*	د٠ح
17,1497	1,757	٤١,٥٩	٥,٢	٨
3777,47	٣,٥٣٢٨	۲۷۳,۷۳	45,77	八
44,1914	۳,۳۹ <i>۸</i> ۹	789,51	79,98	٨
11,7770	7,725	٧٨,٥٧	7,17	λ
Y <b>۳</b> ,٦٨٠٨	7,97.1	101,17	19,8	٨
75,1.57	7,.171	177,81	7.,70	Α
70,7777	7,1709	119,40	77,71	A.
11,0547	7,7112	۸۱,۳۲	١٠.١٦	λ
بع = ۲۷۸,۵۷۸ =	YY, TYYT= ×	ب = ۱۲۲۱٫۵٥	بح = ۹، ۲۰۵۲	بي = ٤ ٢



$$\left(\sum_{z \in \mathbb{Z}} \frac{1}{|z|} + \sum_{z \in \mathbb{Z}} \frac{1}$$

عند در جات حریه ك -۱

$$\left\{\frac{1}{(z-1)} - 1\right\} \left\{\frac{1}{(1-z)^m}\right\} + 1 = \frac{1}{(z-1)}$$

$$\left\{ \frac{1}{1!} - \frac{1}{1!} \right\} \left\{ \frac{1}{(1-1)^m} \right\} + 1 = 1$$

$$\frac{1}{1!} = 1$$

$$= 1 + \frac{1}{1}$$

$$\left( 1 \forall \lambda, 0 \forall \lambda \xi - \frac{1 \forall \gamma, 00}{\xi 7} \right) = \frac{1}{1 \cdot \xi 7 q} = 0$$

$$\left( 1 \forall \lambda, 0 \forall \lambda \xi - \frac{1}{\xi} \right) = \frac{1}{1 \cdot \xi 7 q} = 0$$

$$\left( 1 \forall \lambda, 0 \forall \lambda \xi - \gamma, 9 \xi \lambda q \times 7 \xi \right) = 0$$

$$= 9.7$$
 وهي كا المحسوبة

، ٠٠٠ كا الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠٠٠ ودرجات حريمه ٧

هی ۱٤,۰۷ .



#### الفصل الثالث

#### اختبار النسب

تمهيد :

كثير ما يلجا الباحثون إلى عمل استمارة استبيان للحصول على البيانات ،وقد يحتوى الاستبيان على أسئلة من النوع الثنائي الاحتمال في الإجابة أي بنعم أو لا ، ولتحليل تلك البيانات يقوم الباحث بالتعرف على نسبه الأفراد الذين أجابوا بنعم ونسبه الافراد الذين أجسابوا لا ، لكن اذا كانت تلك البيانات لمجموعتين فان التحليل الاحصائي الاعمق من ذلك يتطلب مقارنه نسبة أفراد المجموعه الاولى الذين أجابوا نعم بنسبة افسراد المجموعه النائية الذين أجابوا بنعم ايضا ، ولما كان في الغالب يوجد فوق المجموعه الأانية الذين أجابوا بنعم ايضا ، ولما كان في الغالب يوجد فوق حسابي بين النسبتين فان الباحث يريد ان يعرف معنوية هذا الفرق ، وهنا يتم استخدام المعادله :



#### حيث:

ق : النسبة في المجموعة الأولى

ق، : النسبة في المجموعة الثانية

ق: النسبة العامة للمجموعتين

ن ،: عدد أفراد المجموعة الأولى

ن، : عدد أفراد المجموعة الثانية

المقام: الخطأ المعياري للنسبتين

#### مئـــال

إذا كان أحد أسئلة الاستبيان الموجهة لطلبة الفنادق هي :

هل استفدت من التدريب بالفندق نعم ( ) لا ( )

فإذا كان عدد الطالبات ١٢٥ طالبه ،وعدد الطلاب ٨٤ طالبا ، وكان عدد الطالبات الذين أجابوا نعم ٩٠ طالبه ، وعدد الطلاب الذين اجابو نعم ٠٠



طالبا، فهل يوجد فرق معنوى بين نسبة المستفدين من الطالبات ونسسبة المستفدين من الطلاب من التدريب بالفندق .

#### الحسال

$$. \lor \lor = \frac{\lor \cdot + 9 \cdot}{\land \lor + 1 \lor \circ} = 0$$

$$\therefore \ \mathcal{S} = \frac{\ddot{\mathcal{S}}_1 - \ddot{\mathcal{S}}_2}{\sqrt{\ddot{\mathcal{S}}_1 - \ddot{\mathcal{S}}_2} + \frac{1}{\ddot{\mathcal{S}}_2}}$$

$$\frac{\bullet . \land \forall - \cdot, \lor \forall}{(\frac{1}{\land \xi} + \frac{1}{\lor ?}) (\cdot, \lor \forall \lor \cdot, \lor \lor)} =$$

$$1, \wedge \circ \frac{11}{\cdot, \cdot \circ \circ} \frac{11}{\cdot, \cdot \cdot \circ} = \frac{\cdot, 11}{(\cdot, \cdot ) + \cdot, \cdot \wedge)(\cdot, 1 \vee 1)} = \frac{\cdot, 11}{(\cdot, \cdot) + \cdot, \cdot \wedge)(\cdot, 1 \vee 1)}$$



- ، ن ى الجدولية عند مستوى معنوية ٠,٥ هي ١,٩٦
- ..ى المحسوبة < ى الجدولية وعلية فالفرق غير معنوى بدرجة ثقة ٩٥%
  - .. لا يوجد فرق معنوى بين نسبة الطالبات ونسبة الطلبــة مـن حيـث الاستفادة من التدريب بالفندق .

### الفعل الرابع

# اختبار الفرق بين التكرار المشاهد والتكرار التوقع

#### تمهيد

نعلم أن بعض المفردات الإحصائية يمكن قياسها قياسا كميا كالمفردات المتعلقة بالأوزان أو الطول أو الحجم أو الدخل أو السن وتسمى هذه البيانات بالبيانات القياسية Мeasurements data كميا نعلم ان البعض الاخر للمفردات الإحصائية لا يمكن قياسها قياسا كميا وانما قياسا عدديا كالمفردات الإحصائية المتعلقة بعدد السائحين الواصلين جوا وبرا وبحرا ,أو عدد نزلاء فنادق الدرجة الخامسة والرابعة والثالثة... أو عدد الحشرات الميتة والحية في تجربة معينة وتسمى هذه البيانات العددية Data Enumeration .



وقد نحتاج إلى مقارنة التكرارات المشاهدة Observed بالتكرارات المتوقعة Expected بهدف معرفة هل التكرار المشاهد يختلف عن التكرار المتوقع اختلافا بسيطا لا يعتد به أم اختلاف جوهري، وقد وجد كارل بيرسون عام ١٨٩٩ أن الذي يحسم هذه الإجابة هو استخدام اختبار كا

$$(1 - \bar{v})^{\intercal}$$
 عند درجات حریة ( $\bar{v}$  – ا

حيث:

كا ً : هي الحرف اليوناني كا وتقرأ كاى تربيع . ً

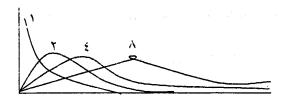
ش: التكرار المشاهد.

ق: التكرار المتوقع.

وتوزيع كا أ يأخذ الشكل البياني التالي وهو يوضح عدة منحنيات حسب درجات الحرية :(١)

<sup>(</sup>۱) در اسة هذا التوزيع سنتم في مواضع آخري .





فإذا كانت كا وصفر دل ذلك على عدم وجود فرق بين التكرار المشاهد والتكرار المتوقع أي أنهما متساويان ، أما إذا زادت قيمة كا عند الصفر دل ذلك على وجود فرق بين التكرار المشاهد والتكرار المتوقع ، وأنه باختبار هذا الفرق نتمكن من معرفة هل هو فرق ظاهرى أم فرق معنوى، ولدقة اختبار كا يلزم توافر الشروط التالية :

١-أن يكون حجم العينة كبير .

٢-ألا يقل عدد التكرارات عن ٥٠.

٣-ألا يقل التكرار في الفئة الواحدة عن ٥ ، ولذلك بفضل ضـــم الفئـــات
 التي تحتوي على تكرارات غير كافية .



# أمثلة تطبيقية:

أو لا : التوزيع التكراري البسيط (متغير واحد) :

#### مثـــال ١

إذا كانت البيانات المسجلة على عبوة مبيد حشري تغيد بأنه يتم قتل ٨٠% من الحشرات بعد الرش بثلاث دقائق ، وأراد مسئول النظافة بالفندق اختبار تأثير هذا المبيد فقام برشه على ٤٠٠ حشرة ثم قام بحصر عدد الحشرات الميتة والحية المتبقية كما يلى :

التكرار المتوقع (ق)	التكرار المشاهد (س)	التكر ارات المشاهدات
۸.	1	الحشرات الحية
٣٢.	٣.,	الحشرات الميتة
٤٠٠	٤٠٠	المجموع

والمطلوب اختبار صدق البيانات المسجلة على العبوة .

#### الحساء

والجدول الإحصائي اللازم:

<u>( ش – ق)                                 </u>	ش – ق	ق	m	المشاهدات الحشرات
: <b>6</b>	۲.	۸.	١	الحشرات الحية
1,70	۲	٣٢.	٣	الحشرات الميتة
٦,٢٥	صفر	٤٠٠	٤٠٠	المجموع



$$\left(\begin{array}{c} \frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}-\frac{1}{2}\right) \\ \frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}-\frac{1}{2}\right) \end{array}\right) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}$$

= ٦,٢٥ وهي كا<sup>٢</sup> المحسوبة

.. كا المحسوبة < كا الجدولية وعليه فالفرق معنوى

لذلك لا نقبل فرض العدم وبالتالي بيانات العبوة غير صادقة .

#### مثــال ۲

الجدول التالي هو جدول توزيع تكراري لعدد ٥٥٦ سائح وافد موزعين حسب الجنسية:

المجموع	أمريكي	ايطالي	انجليزي	فرنسي	الجنسية
700	٣٢	۱۰۸	1 • 1	710	عدد السائحين

وإذا علمت أن التوزيع المتوقع من تلك الجنسيات (التوقيع بناءا على خبرات سابقة ) هو 9: ٣: ٣: ١ على الترتيب ، فاختبر عما إذا كان التوزيع المشاهد (الفعلى) يتفق مع التوزيع المتوقع .



#### الحال

(ش – ق) <sup>۲</sup> ق	ش – ق	ق	m	التكرارات المشاهدات (المجنسية)
٠,٠١٦٢	7,70	417,70	710	فرنسي
۰,۱۰۱۳	4,40-	1.2,70	131	إنجليزي
٠,١٣٤٩	٣,٧٥	1.8,70	١٠٨	ايطالي
٢٧٢٢,٠	Y, V0-	T £, V 0	٣٢	أمريكي
٠,٤٧	صفر	700	200	المجموع

$$\left(\begin{array}{c} \frac{\mathsf{Y}(\bar{u}-\bar{u})}{\bar{u}} \end{array}\right) \neq \mathsf{Y} = \mathsf{Y} \mathsf{L} :$$

# 

، .. کا الجدولیة عند مستوی معنویة ۰۰،۰ درجات حریة ( - ۱ ) = 3 – ۱ = 7 هی ۷,۸۱۰ .

. كا المحسوبة < كا الجدولية وعليه فالفرق غير معنوى .

لذلك نقبل فرض العدم ونستنتج أن المشاهد ينفق مع المتوقع .

### متـــال ٣

الجدول التالي هو التوزيع التكراري النسبي لتوقع السائمين القادمين إلى مصر عام ٢٠٠٠ ، والتوقع بناءا على السلوك السابق



للسياحة الوافدة إلى مصر .

المجموع	جنوب شرق آسيا	أمريكا	العرب	أوربا	اليابان	دول العالم
%1	١.	۲.	٤٠	۲.	. 1.	النسبة

وأنه بعد عام ٢٠٠٠ كان عدد السائحين الوافدين فعلا إلى مصر كما فيي

المجموع	جنوب شرق آسيا	أمريكا	العرب	أوربا	اليابان	دول العالم
1	11	77	٣٦	7.4.	97	النسبة

والمطلوب: اختبر مدى صدق هذا التوقع ، إذا علمت أن كا المجدولية عند مستوى معنوية 0.00 ودرجات حرية 3=9.50 .

#### الحـــل

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

( ش - ق) ۲	Y/	/ + &\	المتوقع	المشاهد	التكرار
ق	(ش – ق) ٔ	(ش – ق)	ڧ	ۺ	دول العالم
٦٤		۸٠٠-	1	97	اليابان
47	*	۸۰۰	7	۲۰۸۰۰	أوربا
٤٠٠		٤٠٠٠-	٤٠٠٠	47	العرب
٤0.		٣٠٠٠	Y	74	أمريكا
١		1	1	11	جنوب شرق آسيا
7.57		صفر	1,	1	المجموع



$$\left(\begin{array}{c} \frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}-\frac{1}{2}\right) \\ \frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}-\frac{1}{2}\right) \end{array}\right) = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}$$

1.27 =

- 9, 19 = 1 الجدولية عند مستوى معنوية 1, 19 = 19, 19 الجدولية 1, 19 = 19, 19
  - ..  $21^7$  lhacmens >  $21^7$  lhacelus ..
  - ن. الفرق معنوي (لا نقبل فرض العدم)
- .. نستنتج أن المشاهد يختلف عن المتوقع أي أن هذا التقرير خالف الصواب .

ثانيا : التوزيع التكراري المزدوج (متغيرين) :

#### مئـــال ١

الجدول التالى يبين توزيع السائحين القادمين لمصر في سنة ما حسب صفتين (متغيرين) الجنسية وطريقة الوصول:



المجموع	بر	بحر	جو	طريقة الوصول المنسية
۸۳۰	79.	٥٨	٤٨٢	شرق أوسط
1 / 9	۲ ۹	10	170	أمريكا
1177	١٣٨	119	<b>٧</b> ٩٦	أوربا
7127	źoV	777	1 1 1 1 7	المجموع

والمطلوب: اختبر هل هناك علاقة بين جنسية السائح وطريقة الوصول والمطلوب: اختبر هل هناك علاقة بين جنسية السائح وطريقة الوصول إذا علمت أن كا الجدولية عند مستوى معنوية ١٠٠٥ ودرجات حريسة ٤ تساوي ٩,٤٩ .

#### الحسل

ملاحظات هامة في حالة التوزيع التكراري المزدوج.

۱-أن الاختبار في هذه الحالة يبحث في هل توجد علاقة بين المتغيرين أم لا ، بمعنى آخر هل أم لا ، بمعنى هل يوجد ارتباط بين المتغيرين أم لا ، بمعنى آخر هل المتغيرين غير مستقلين أي يتأثران ببعضها أم مستقلين فلا يتاثران ببعضها ، ويستخدم في ذلك اختبار كا المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين غير مستقلين ألى المتغيرين ألى المتغيرين



٢-أن فرض العدم هو عدم وجود علاقة بين المتغيرين وعليه :

إذا كان كا المحسوبة < كا الجدولية

- ن. الفرق غير معنوي (نقبل فرض العدم)
- نستنج عدم وجود علاقة بين المتغيرين ، لا ارتباط بينها ،
   مستقلين .

وإذا كان كا المحسوبة > كا الجدولية

- .. الفرق معنوي ( لا نقبل فرض العدم)
- نستنج وجود علاقة بين المتغيرين ، مرتبطين ، غير
   مستقلين .

٤- التكرار المتوقع لكل تكرار مشاهد= المجموع الهامشي الأفقى × المجموع الهامشي الرأسي المجموع الكلي



# الجدول الإحصائي اللازم لحساب التكرارات المتوقعة :

i	ـر		_ر	بحــ	و	<del>&gt;</del>	طريقة الوصول
المجموع	ق	الة.	و،	٦	ق	m	الجنسية
	۱۷۸	79.	1.7	٥٨	00	47.3	شرق أوسط
179	٣٨	۴۶	77	10	119	170	أمريكا
1178	757	177	۱۳۸	119	٧٤٤	<b>٧</b> ٩٦	أوربا
	504	£oV	777	777		1818	المجموّ ع

# الجدول الإحصائي اللازم لحساب كا :

(ش – ق) <sup>۲</sup> ق	(ش – ق)۲	ش – ق	ق	ش ش
٨,٤		ጓለ-	00,	٤٨٢
7.7		١٦	119	100
٣,٦		٥٢	٧٤٤	<b>79</b> 7
14,9		٤٤-	1.7	<b>0</b> A
7.7		٧-	77	10
۱۸,۸		01	۱۳۸	119
Y • ,0		١١٢	۱۷۸	۲٩.
Y;1		۹	٣٨	49
٤٤,٠		1.4-	7 £ 1	١٣٨
1 Y + , Y		صفر	7177	7177



- ، ٠٠٠ كا الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠٠٥ ودرجات حرية ٤=٩,٤٩ معطى
  - $\therefore$   $21^7$  llacme  $\downarrow s < 21^7$  llace  $\downarrow s = 1$ .
  - .. الفرق معنوي (لا نقبل فرض العدم)
  - .. نستنتج أن المتغيرين بينها علاقة أي بينها ارتباط أي غير مستقلين ، أي يوجد ارتباط بين جنسية السائح وطريقة القدوم ، وهـــــذا القـــرار صحيح بدرجة ثقة ٩٥% .
    - ، قياس قوة الارتباط بين الصفتين (المتغيرين) :

- حيث ق: معامل التوافق.
- : المجموع الكلى للتكرارات.

أى أن الارتباط أقل من المتوسط.



# مثــال ۲

الجدول التالي يوضح درجات امتحان ٥٢٠ طالب في مادتي الرياضة والإحصاء:

•	المجموع	ضعيف	ختر	ممتاز	الرياضة الإحصاء
	170	١٥	٧,	٥.	ممتاز
:	7 20	٤٠	١٦.	٤٥	<del>دین</del>
	1 2 +	۸,	<b>ફ</b> ૦	10	ضعيف
	٥٢٠	170	770	11.	المجموع

والمطلوب: اختبار مقولة أن مستوى الطالب في الرياضة مستقل

عن أدائه في الإحصاء وذلك بدرجة تقة ٩٥%.

#### الحـــل

١- فرض العدم هو أن مستوى الطالب في الرياضة مستقل عن مستواه في الإحصاء ومن ثم فالفرض البديل أن مستوى الطالب في الرياضة غير مستقل عن مستواه في الإحصاء.



۲- ∴ درجة الثقة ۹۰%

$$\xi^{\frac{1}{2}} = \left( \begin{array}{cc} 1 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \end{array} \right) \left( \begin{array}{cc} 1 & - & \frac{1}{2} \end{array} \right) =$$

كا الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠٠٠ ودرجسات حريسة 9, 29 = 5

٣- الجدول الإحصائي اللازم لحساب التكرارات المتوقعة:

	ضعيف		ختر		ممتاز		الرياضة
المجموع	ق	س س 	ق	٣	ق	w	الاحصاء
170	٣٥,٠٥	10	٧١,٣٩	٧.	70,07	٥,	ممتاز
750	٦٣,٦١	<b>£•</b> ,	179,07	17:	.01,48	٤٥	ختر
<b>\ { .</b> ,	٣٦,٣٤	۸.	V & , • &.	٤٥.	<b>79,71</b>	10	ضعيف
07.	170	170	740	770	: <b>\ \ \ ,</b>	1-1-4	المجموع

٤- الجدول الإحصائي اللازم لحساب كا ٢:



ش – ق) <sup>*</sup> ق	(ش – ق) <sup>۲</sup>	ش - ق	ق	ش ش
17,.9	17,703	۲١,٤٤	۲۸,٥٦	٥,
			٥١,٨٣	٤٥
			79.71	10
			۲۱,۳۹	٧.
			179,00	17.
			٧٤,٠٤	٤٥
			٣٥,٠٥	10
			74,71	ź٠
			٣٣,٣٤	۸۰
			٥٢٠	٥٢.

وهنا يلاحظ أنه لا داعى لإكمال الحسابات حيث أن كا للصبف الأول تساوي ١٦,٠٩ وهي بذلك أكبر من كا الجدولية والتى تساوي ٩,٤٩.

- ن. الفرق معنوي (لا نقبل فرض العدم)
- ن نستنتج أن المتغيرين محل الدراسة (الرياضة والإحصاء) غير مستقلين عن بعضهما بل بينهما ارتباط ، ولحساب درجته يترك كتدريب .



# متـــال ٣

فى دراسة عن مدى إقبال الطلبة والطالبات على قسم الفنادق كانت النتائج التالية :

المجموع	لا أو افق	أو افق	متغير النوع
١	۲.	۸.	طالب
٦,	٤٠	۲.	طالبة
١٦.	٦,	١	المجموع

والمطلوب: اختبر مدى استغلال المتغيرين.

### الحـــل

الجدول الإحصائي اللازم لحساب التكرارات المتوقعة:

المجموع	لا أو افق		فق	أو ا	متغير الاقبال
الهامشي	ق	m	ق	m	متغير النوع
١	۳۷,0	۲.	77,0	۸.	طالب
٦.	۲۲,٥	٤٠	٣٧,٥	۲٠	طالبة
١٦٠	٦.	ř	١	١	المجموع



الجدول الإحصائي اللازم لحساب كا تنا

( ش – ق) <sup>۲</sup> ق	ش ق	ق	ش.
٤,٩	۱۷,٥	77,0	۸۰
۸,٥	14,0 -	۳۷,٥	۲.
۸,٥	14,0 -	٣٧,٥	۲.
۱۳,٦	۱۷,٥	۲۲,٥	٤٠
<b>75,0</b>	صفر	17.	١٦.

$$\left(\begin{array}{c} \frac{\mathsf{Y}(\bar{u}-\bar{u})}{\bar{u}} \end{array}\right) = \mathsf{Y} \mathsf{L} \mathsf{S} \mathsf{C} \mathsf{C}$$

= 0.37 eimas  $21^{7}$  llacmens.

``` کا ۱ الجدولیة عند مستوی معنویة <math>```` درجات حریـــة (۱-۱) (1-1) = 1 هی ۲,۸٤

.. كا المحسوبة > كا الجدولية وعليه فالفرق معنوى.

لذلك نرفض فرض العدم ونقول أن المتغيرين غير مستقلين أي بينهما ارتباط بمعنى أن الاقبال على قسم الفنادق يتسأثر بالنوع



طالب أم طالبة .

#### ملحوظة:

أنه في حالة التوزيع التكراري المزدوج من النوع ٢ × ٢ كمــا في المثال السابق فإنه يمكن حساب كا ٢ بطريقة أسهل كما يلي :

# الجدول الإحصائي اللازم:

المجموع	لا أو افق	أو افق	متغير النوع
ا + ب	ب	Í	طالب
ج <del>ـ +</del> ء	٤	<del></del>	طالبة
ن	ب + ء	+ 1	المجموع

وبالتطبيق على المثال السابق:

•, Y ) V A × ) 7 • =

- ٣٤,٨٤ وهي نفس النتيجة السابقة .



وهنا يلاحظ أن تم الاعتماد فقط على التكرارات الفعلية دون الحاجة إلى تكرارات متوقعة .

وأخير ا فقد اتضح أن كا أهو اختبار يستخدم في مقارنة مجموعة من التكرارات المشاهدة بتكراراتها المتوقعـــة ، وأن لـــهذا الاختيار استخدامات مباشرة تتمثل في:

١-الكشف عن معنوية الفرق بين التكرار الفعلي والتكرار المتوقع .

٢-الكشف عن معنوية استغلال متغيرين .

كما له استخدامات غير مباشرة تتمثل في :

- التحقق من حسن التوفيق(المطابقة) Goodness of fit - التحقق من حسن التوفيق

Phi Coefficient

٢-معامل فاي

Coefficients Contingency

٣- معاملات التوافق

The Median Test

٤- اختبار الوسيط

وأن التناول لباقي الاستخدامات سيكون في مواضع آخرى .

# الباب الرابسع

# السلاسك الزمنيسة

#### الباب الرابع

#### يشتمل هذا الباب على النقاط التالية :

#### تمهسد:

- تعريف السلسلة الزمنية (اللفظى ، الرياضى ، البيانى)
- عناصر السلسلة الزمنية (الاتجاه العام ، الموسمية ، الدورية ، العرضية)
  - خارج تحليل السلسلة الزمنية .
  - تحليل السلسلة الزمنية وفقا للنموذج الضربي .
    - \* قياس الاتجاه العام بطرق:
      - ٠ التمهيد باليد .
    - المتوسطات المتحركة .
      - المربعات الصغرى .
  - اختبار معنوية الانحدار
  - التنبؤ بخط الاتجاه العام.
    - \* قياس التغيرات الموسمية .
  - قياس التغيرات الدريـة .



#### التمهيد:

كثيرا ما نتعرض لدراسة ظاهرة مع مرور الزمن ، كدراسة ظاهرة تذبذب الصادرات المصرية خلال فترة زمنية معينة ، أو دراسة الحركة السياحية الوافدة خلال العقد الأخير أو .... ، وذلك بهدف إمكان إجراء التنبؤ بما يحتمل أن يحدث الظاهرة موضوع البحث في المستقبل وبالتالي يمكن رسم استراتيجية لمواجهة الاحتياجات المقبلة . هذا من ناحية ، ومن ناحية آخرى إمكان معرفة مدى تأثير العوامل المستقلة على الظاهرة .

#### تعريف السلسلة الزمنية :

#### أ- التعريف اللفظى:

هى مجموعة متتالية من القرارات (المشاهدات أو البيانات) التي تسجل عادة على فترات زمنية متساوية عن إحدى الظواهر .



#### ب- التعريف الرياضي:

هى العلاقة الانحدارية للظاهرة مع الزمن أي

ص = د (س)

حيث ص : هي المتغير التابع والمعبر عن قيم الظاهرة .

س : هي المتغير المستقل والمعبر عن الزمن .

#### جـ - التعريف البياني:

تمثل السلسلة الزمنية بيانيا بوضع المتغير المستقل (الزمن) على المحور الأفقى ، والمتغير التابع (قيم الظاهرة) على المحور الرأسى ، ثم يتم توقيع النقط (س، ص) المعبرة عن قيم الظاهرة مع كل فترة زمنية ، ثم توصل النقط بخط منكسر فنحصل على المنحنى التاريخي للسلسة الزمنية ، مثال ذلك :

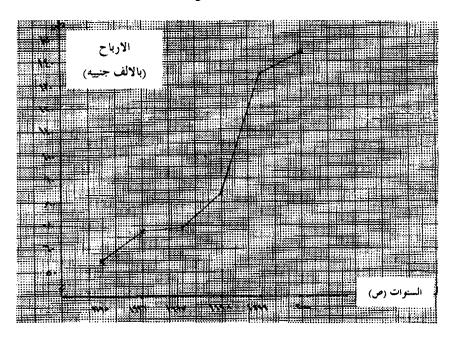
الجدول التالى يوضح بيانات عن أرباح إحدى الشركات السياحية خلل الفترة الزمنية ١٩٩٥ - ٢٠٠٠ (بالألف جنيه) .



۲	1999	1991	1997	1997	1990	السنة
١٤٣	170	Λź	79	٨٢	00	الأرباح

والمطلوب: الرسم البياني لهذه السلسلة الزمنية مع تدوين الملاحظات.





يسمى الشكل البيانى بشكل الانتشار ، والخط الناتج بالمنحنى التاريخي للظاهرة وهو يبين مدى تقلبات الظاهرة بالزيادة أو النقصان أو الثبات خلال فترة الدراسة .



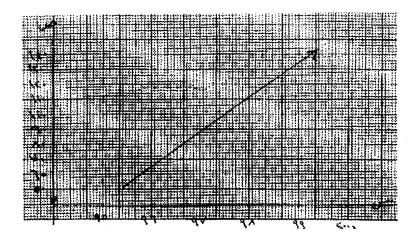
#### عناصر السلسلة الزمنية :

تتأثر أي سلسلة زمنية بتفاعل أربع عناصر مع بعضها ، وتسمى هذه العناصر بالتغيرات أو التقلبات أو المركبات وهي : التغيرات طويلة المدى (تغيرات الاتجاه العام) ، التغيرات الموسمية ، التغيرات الدورية ، التغيرات العرضية (الفجائية) .

#### أولا: تغيرات الاتجاه العام:

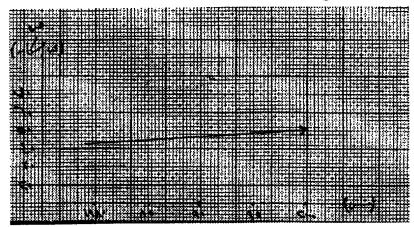
- وهى تغيرات بالزيادة أو النقصان (أو الثبات) فى المدى الطويــــل للظاهرة دون الاهتمام بالتغيرات الآخرى ، ومثال ذلك :
- (۱)أرباح الشركات السياحية في المثال السابق ، فهي تأخذ إتجاه . عام بالزيادة خلال الفترة الزمنية (١٩٩٥ ٢٠٠٠) كما في
  - الشكل التالي:





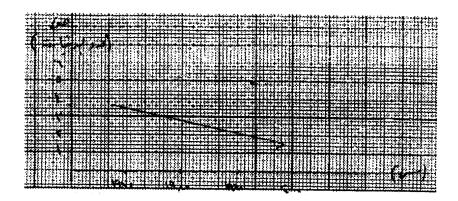
(٢)عدد السكان مع الزمن يأخذ اتجاه عام بالزيادة كما في الشكل

#### التالى:



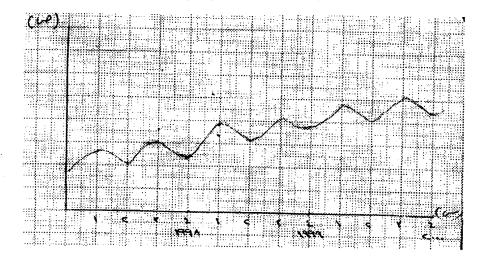
(٣)عدد الوفيات مع الزمن يأخذ اتجاه عام بالنقصان كما في الشكل التالى:





#### ثانيا: التغيرات الموسمية:

هى تغيرات تحدث خلال السنة على فترات صغيرة قد تكون يوم أو أسبوع أو شهر أو ربع سنة أو نصف سنة أو ...، وتتكرر لعدة سنوات متتالية بشكل متماثل كما في الشكل التالى:

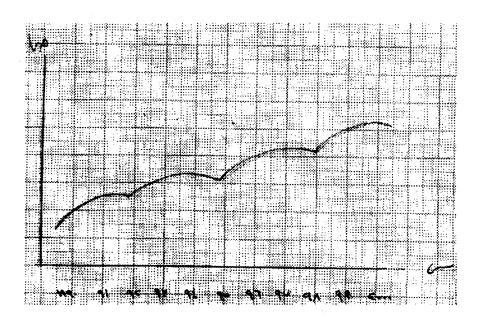




ومن أمثلتها زيادة نشاط البنوك في الأيام الأولى من كل شهر ، إقبال الأفراد على المنتزهات في أيام الجمع من كـــل أسـبوع ، زيادة الأشغال الفندقي في الأقصر في فصل الشتاء .

#### ثالثًا: التغيرات الدورية:

هي تغيرات تطرأ على السلسلة الزمنية في فترات متباعدة يزيد طول كل منها على سنة ، وتشبه التغيرات الموسمية في كونــها تتكرر إلا أن فترة دورتها أكبر بكثير من التغيرات الموسمية ، وتظهر في المنحنى التاريخي على شكل موجات متتابعة من التمدد والانكماش كما في الشكل التالي:



الباب الرابع - ٢٠٠٨-

رانعا : التعيرات غير العنظمة (الفجائية العرضية) فا

أمثلتها الزلازل والبراكين والأوبئة والحريق والحروب ....

علون كل منيا علي عالم و تلبه الله و الموسمية في كوتسية

تقارر الألق الترويد : قينمها قلسلسا ليلت وغامه .

الموداع النجميعي: الله يقولنا يسمنا يا يهلا

: عِنْمَا الله عَنْمَا الله عَنْمَا الله عَنْمَا الله عَنْمَا الله عَنْمَا الله عَنْمُ الله عَنْمُ الله عَنْمُ يفترض هذا النموذج أن قيمة الظاهرة (ص) عند لحظة زمنية

معينة (س) هي عبارة عن مجموع العناصر الأربعـــة المؤثـرة

اي ان :

ص على الموسية من التغيرات الانجاهية ، م هي التغيرات الموسيمية ،

له لهي التغيرات الدورية ، ع هي التغيرات العرضية . المراجع هي التغيرات العرضية . المراجع هي التغيرات العرضية . ا



#### ب- النموذج الضربي:

يفترض هذا النموذج أن قيمة الظاهرة هي عبارة عــن حـاصل ضرب العناصر الأربعة أي أن:

ص = ج × م × د × ع

# تطيل السلسلة الزمنية وفقا للنموذج الضربي :

يقصد بتحليل السلسلة الزمنية هو عزل كل مركب من المركبات الأربعة فيها على حده وذلك لمعرفة مقدار واتجاه هذه المركبات (التغيرات ، التقلبات) ، ويجرى تحليل السلسلة الزمنية وفقا للنموذج الضربى أي أن:

التغيرات الكلية = التغيرات الاتجاهية × التغيرات الموسمية × التغيرات العرضية

ی = ج × د × ع



وأنه إذا ما تم قياس التغيرات الإتجاهية (الاتجاه العام) وعزلها تصبح المتغيرات المتبقية المؤثرة على الظاهرة ها التغيرات الموسمية والدورية والعرضية ، وإذا ما تم قياس الموسمية وعزلها يصبح المتبقى هو أثر الدورية والعرضية ، وإذا ما تم قياس الدورية وعزلها يصبح المتبقى هو أثر الدورية والعرضية ، وإذا ما تم قياس الدورية وعزلها يصبح المتبقى هو أثر العرضية فقط .

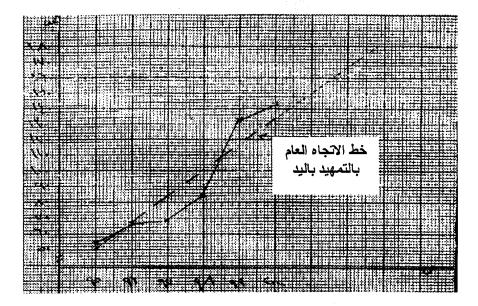
#### قياس تغيرات السلسلة الزمنية لإمكان تعليلها:

يبدأ تجليل السلسلة الزمنية بقياس الاتجاه العام ويقاس الاتجاه العام بالتمهيد باليد أو بالمتوسطات المتحركة أو بالمربعات الصغرى .

# (١) طريقة التمهيد باليد:

باستخدام المثال السابق عن تطور أرباح إحدى الشركات السياحية ثم قياس (تقدير) خط الاتجاه العام بالتمهيد كما يلى:





تعتمد هذه الطريقة على رسم خط باليد يتوسط قيم الظاهرة على المنحنى التاريخي لها ، بمعنى أن عدد النقط أعلى الخط تساوي تقريبا عدد النقط أسفله ، وبالتالي يمكن استخدام هذا الخطف في التنبؤ . تمتاز هذه الطريقة بالسهولة ألا أنه يعاب عليها بأنها غير دقيقة لاختلاف تقديرها باختلاف الأشخاص .

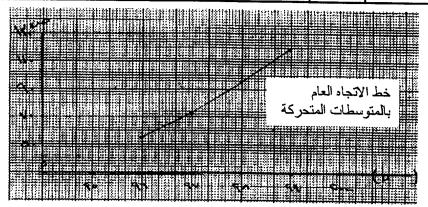
# (٢) طريقة المتوسطات المتحركة:

هي طريقة يتم فيها تقدير خط الاتجاه العام على أساس إيجاد متوسطات متحركة لبيانات السلسلة الزمنية لتصبح ممهدة بيانيا ،



وإذا لم يتحقق التمهيد يتم إيجاد متوسطات متحركة مرة أخرى ليس للبيانات الأصلية وإنما لمتوسطاتها المتحركة. تمتاز هذه الطريقة بأنها تقدر خط الاتجاه العام بشكل أفضل من الطريقة السابقة ، ويعاب عليها بأنها تؤدى إلى اختصار بيانات السلسلة الزمنية مما يقلل من جودة التقدير (القياس) ، وقد تم تقدير خط الاتجاه العام بطريقة المتوسطات المتحركة للمثال السابق كما يلى:

المتوسط المتحرك	٣ سنوات	الارباح	السنوات
	مجموع متحرك	(ص)	(س)
		00	1990
75, = ٣ ÷ 197	197	7.7	1997
Υ٣, Υ · = ٣ ÷ ΥΥ )	771	79	1997
۹۲,۰۰ = ۳ ÷ ۲۸۸	477	Λ£	1991
17.,V = W ÷ M17	**************************************	170	1999
		1 24	۲٠٠٠





#### (٣) طريقة المربعات الصغرى:

هي الطريقة التي فيها يتم تقدير أفضن خط للاتجاه العام (مستقيم أو منحنى) على أساس إيجاد المعادلة التي تجعل مجموع المربعات أصغر ما يمكن ، وقد سبق في الجزء الأول من هذا الكتاب شرح كيفية إيجاد هذه المعادلة .

وقد تم تقدير خط الاتجاه العام بطريقة المربعات الصغرى للمثال السابق كما يلى:

" شكل الانتشار يوضح أن الخط الذي يناسب سلوك هذه المتغيرات هـو خط مستقيم ، لذلك فالمعادلة في هذه الحالة هـي ص = أ + ب س ، وعلية فالمعادلتين الطبيعيتين لإيجاد معادلة هذا الخط هما:

.. الجدول الإحصائي اللازم لإيجاد معادلة الاتجاه العام:



س۲	س ص	ص	س	السنوات
•	•	00	•	1990
١	٦٨	٦٨	ì	1997
٤	١٣٨	79	۲	1997
٩	707	Λź	٣	1991
17	٥٤,	170	٤	1999
70	٧١٥	١٤٣	٥	۲
00	۱۷۱۳	001	10	المجموع

 $\Upsilon \cdot V, \circ + = \Upsilon Y \lambda$ 

.. ب = ۱۸٫۷

وبالتعويض بقيمة ب تساوى ١٨,٧ في المعادلة (١)

 $1 \text{ A,V} \times 10 + 17 = 005$ 



£0,0 = 1 ∴

وهذه هي معادلة الاتجــــاد العــــام

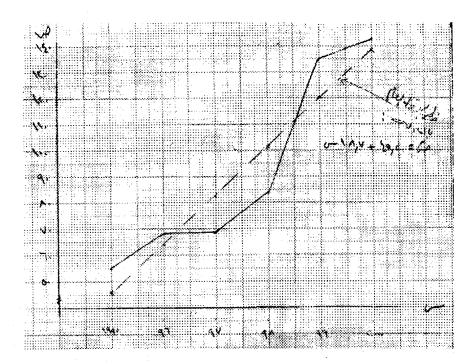
..ص = ٥,٥ + ٤٥,٥ س

التي تعبر عن سلوك البيانات للظاهرة في المثال محل الدراسة .

- ن. الجدول الإحصائي اللازم لإيجاد القيم الإتجاهية ورسم خــط الاتجــاه
  - العام بيانيا:

(ص-ص )	ص	ص ۱۸٫۷ + ٤٥,٥ = ص	ص	س	السنو ات
9,0	٤٥,٥	·× \  \ / + £0,0=	00	•	1990
٣,٨	7 £,Y	\	` ጚለ	١	1997
17,9-	۸۲,۹	Y× 11,7 + £0,0=	٦٩	۲	1997
17,7-	1.1,7	٣× ١٨,٧ + ٤0,0=	Λź	٣	1997
15,7	۱۲,۳	ξ× \λ, V + ξο.ο= •	180	٤	1999
٤,٠	189,0	ο× \λ, V + ξο, ο=	١٤٣	0	۲
صفر	001		005	10	المجموع





# اختبارات المعنوية للانحدار:

أولا: اختبار معنوية معامل الانحدار (ب) للمثال محل الدراسة:

# الجدول الإحصائي اللازم:

المجموع = صفر	٤,٠	16,7	14,4-	17,9-	۳,۷	٩,٤	(ص - ص )
المجموع =	17.0	<b>۲۱۳,1</b> 7	۳٠٩,٧٦	198,71	14,79	9.,70	(ص- ص )

$$\frac{Y_{(\omega-\omega_0)}}{(\omega-\omega_0)}$$
 = ( خصرار (خصرار ) =  $\frac{Y_{(\omega-\omega_0)}}{(\omega-v_0)}$ 



ويرجع السبب في القسمة على ن - ٢ (درجات الحرية) إلى أن عدد المتغيرات اثنين وهما ص ، س .

$$1 \pm . \pm \Lambda = \frac{\Lambda \pm 1.77}{Y - Y} = 1 \pm .$$
 = المثال = . .

$$\frac{1}{1}$$
 الخطأ المعياري لمعامل الانحدار  $(\pm) = \pm_{00/00} \times \sqrt{2}$  بالخطأ المعياري لمعامل الانحدار  $(\pm) = \pm_{00/00} \times \sqrt{2}$ 

$$\frac{1}{\text{TV},0-00}$$
 \ \times 1\xi,\xi\ = \ldots \text{lhill} \times \cdots \text{...}

٣,٤٦٦ =

ن. ت للمثال = 
$$\frac{14,7}{7,577}$$
 = 0,790 وتسمى ت المحسوبة

، ٠٠٠ ت الجدولية عند مستوى معنوية ٠٠٠٠ ودرجات حرية ٤ هي ۲,۷۷٦ .

- .. ت المحسوبة > ت الجدولية وعليه فالفرق معنوي
- .. معامل الانحدار ب معنوي أي حقيقي بدرجة تقة ٩٥%.



#### ثانيا: اختبار معنوية الانحدار ككل للمثال محل الدراسة:

يستخدم في هذا الاختبار جدول تحليل التباين ANOVA كما يلي :

الجدول الإحصائي اللازم:

•	(ص – ص	(ص - ص )۲	(ص -ص )۲	<i>م</i> ث	ص
				<b>き</b> ロ, を八	00
				7 £, 7 Y	٦٨
				ለ۲,9٦	٦٩
				1.1,7.	八克
•				17.,50	170
				189,19	184
٠	79,77	٦١٤٧,٢٨	Λέν,νο	00 ž	002

نظرا لوجود كسور فى قيم ص فإن استخدام طريقة الفروق ستجعل عمليات تقريب الكسر العشرى تتراكم ومن ثم تظهر أخطاء فى الحساب، ولذلك من الأفضل اتباع طريقة المربعات للقيم الأصلية وفقا للقوانين التالية:



 $79 \text{AV.} \text{TT} = 01107, 7V - 0 \text{A} 1 \text{$\tilde{z}$} \cdot =$ 

$$\frac{\dot{v}(\overline{\omega})}{\dot{v}} - \dot{v}\hat{\omega} = \dot{v}(\overline{\omega} - \hat{\omega}) + \dot{v}$$

= 09,99770 - 77.70110 = 77.7317

$$\lambda \dot{\xi} \cdot , \cdot \dot{c} = Y Y Y 9 9, 90 - 0 \lambda 1 \dot{\xi} \cdot =$$

البات أن بح (ص - ص ) حج ص - بح ص '

'،' بح (ص - ص )' = بح ص ' - ۲ بح ص بح ص + بح ص '

= بعض - بعض (٢بعص - بعض)

= بعض × بعض × من حيث بعص = بعص

20 4 - 1 10 4 =

ه.ط.ت



#### ، جدول تحليل التباين:

E	متوسط	محمو ع	درجات	مصدر
Γ	مجموع مربعات	مربعات	الحرية	التباين
77,67	7184,77	7157,77	١	الانحدار
	۲۱۰,۰۱	٨٤٠,٠٥	٤	الباقى
		791/7,44	0	الاجمالي

- $\cdot$  المحسوبة F < 1 الجنولية وعليه فالفرق معنوي .
- ·. المعادلة المعبره عن سلوك البيانات معادلة معنوية بدرجة تقــــه ٩٥%
  - وبالتالي تصلح للتنبؤ .

ملاحظات هامة على تحليل التباين للإتحدار:

(1) 
$$\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times$$

قيمة ب ، مما يؤكد صحة إجراءات التحليل .



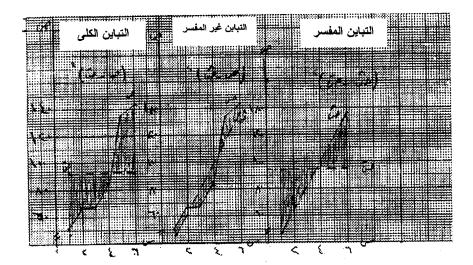
. نسمی بالتباین الکلی (T) نسمی بالتباین الکلی

، بح (ص  $-\hat{\omega}$ ) تسمي بالتباين غير المفسر وهـو المرتبط بالخطأ المعياري .

$$\frac{\zeta(\overline{\omega} - \overline{\omega})}{\zeta(\overline{\omega} - \overline{\omega})} = \zeta$$

وتتضح تلك التباينات في الأشكال البيانية التالية :





ولما كان معامل التحديد  $(\sim)$  هو النسبة بين التباين المفسر والتباين الكلى

أي :

$$\frac{\sqrt{(\overline{\omega} - \overline{\omega})}}{\sqrt{(\overline{\omega} - \overline{\omega})}} = \sqrt{2}$$

$$\frac{\overline{(\overline{\omega} - \overline{\omega})} + \pm (\overline{\omega} - \overline{\omega})}{\overline{(\overline{\omega} - \overline{\omega})}} + \pm \infty$$

$$\frac{2 - \sqrt{(2 + \sqrt{1000})^2 - (2 + \sqrt{1000})^2}}{\sqrt{(2 + \sqrt{1000})^2 - (2 + \sqrt{1000})^2}} = \frac{\sqrt{(2 + \sqrt{1000})^2 - (2 + \sqrt{1000})^2}}{\sqrt{(2 + \sqrt{1000})^2 - (2 + \sqrt{1000})^2}}$$

وتسمى مر بمعامل الارتباط.



ن. ر للمثال  $=\sqrt{\frac{7184,74}{7384}} = \frac{19}{19}$  الارتباط قوی جدا

وهي نفس النتيجة إذا ما تم استخدام قانون الارتباط البسيط الذي

على صورة:

$$\frac{2 \cdot \sqrt{(2 \cdot 2)^{-1}}}{\sqrt{(2 \cdot 2)^{-1}}} = \sqrt{(2 \cdot 2)^{-1}}$$

حيث باستخدام بيانات الجدول الإحصائي اللازم لإيجاد خط الاتجاه العام:

$$\frac{\frac{01 \times 100}{7} - \frac{01 \times 100}{7}}{\left(\frac{710}{7} - \frac{100}{7}\right)} = \sqrt{$$

$$\bullet, 9 \neq \frac{\text{max}}{\text{max}, \text{max}} = \frac{\text{max}}{\text{max}, \text{max}} =$$

#### التنبؤ بخط الاتجاه العام:

النتبؤ عبارة عن تقدير لما يمكن أن تكون عليه المشاهدات أو الظواهر إذا لم تتغير العوامل المؤثرة على تلك المشاهدات أو الظواهر



تحت التقدير في المستقبل ، أما إذا تغيرت تلك العوامل المؤثرة فيجب بتغيير تلك العوامل وفقاً لتوقعات واحتمالات التغير فيها .

ويشترط في التنبؤ ألا يكون هناك غموضا في الأفكار أو الآراء أو القواعد أو الطرق المستخدمة في النتبؤ ، ويجرى النتبؤ بعدة طرق تختلف فيما بينها حسب طبيعة الظاهرة المراد النتبؤ بها ، وحسب نوع النتبؤ في كونه تتبؤ قصير المدى أو تتبؤ طويل المدى ، وعادة يتم اختيار طريقة النتبؤ التي نتمشى مع كمية ونوعية المعلومات والبيانات الإحصائية المتوفرة ، ونوع النتبؤ المرغوب إجراءه ، ودرجة الدقة المطلوبة ، ومدى خبرة الإحصائي بنداول مثل هذه الطرق ، ومن الطرق الشائعة في

- طريقة استكمال الاتجاه العام.
- -طــريقة تحليل الانحــــدار .

وتبنى طريقة استكمال الاتجاه العام على فكرة أن الحاضر ما هو إلا امتداد للماضي ، وأن العوامل التي أثرت على الظاهرة في الماضي سوف



تستمر في التأثير على الظاهرة في المستقبل بنفس درجة النـــــأثير ، وأن تأثير تلك العوامل تعتبر دالة في الزمن ، وعلى ذلك يمكن استخدام الزمن كعامل مؤثر على الظاهرة المراد التنبؤ بقيمتها كبديل لتلك العوامل

- ويجب ألا يغيب عن البال أن درجة الدقة في النتائج وبالتالي التقية فيها تتناقص بزيادة فترة الاستكمال ، وعموما يجب ألا تتعدى فترة التنبؤ مثل فترة الاعتبار (الأساس) التي قيست الدالة منها ، وتتقسم دوال الاتجاد العام إلى ثلاثة أنواع حسب شكل المنحنى التاريخي للظاهرة:
  - دوال كثيرة الحدود .
- ويكتفى في هذا المقام النوع الأول بل وفي أبسط أشكالها وهي الدالة الخطية حيث ص = أ + ب س .

وللتنبؤ بخط الاتجاه العام للمثال محل الدراسة نتبع الآتي :



## الجدول الإحصائي اللازم:

= ۱۸٫۷ + ٤٥٫٥ س	ص	ص	س	السنو ات
· + 20,0 =	20,0	0	•	1990
\ × \λ, \ + ξο, ο =	٦٤,٢	٦٨	١	1997
	۸۲,۹	٦9	۲	1997
	1+1,7	八名	٣	1991
	۱۲۰,۳	100	٤	1999
	189,0	١٤٣	0	۲
7 × 11, V + 20,0 =	104,4		٦	۲۰۰۱
	۱۷٦,٤		٧	۲۰۰۲
	190,1		٨	۲۳
	۲۱۳,۸		٩	۲۰۰٤
	747,0		١.	۲۰۰۰

## ملاحظات:

١-أن فترة الأساس هي الفترة من ١٩٩٥ إلىي ٢٠٠٠ وتبلغ ٥ سنوات .

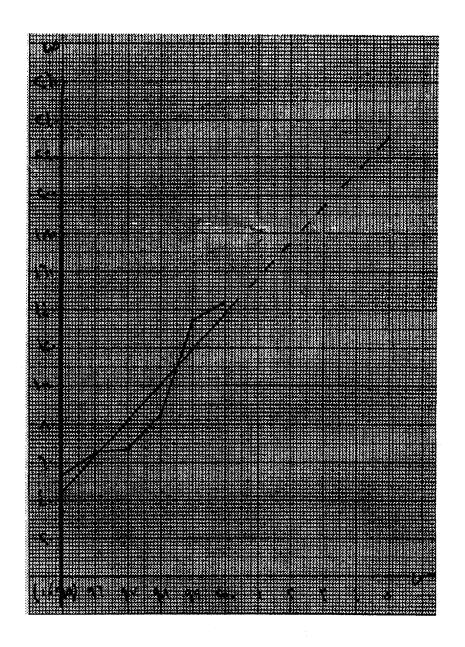
٢-أن فترة التنبؤ هي الفترة من ٢٠٠١ إلى ٢٠٠٥ وتبلغ ٥ سنوات .

٣-من الممكن جعل سنة الأساس والتي تساوي الصفر في منتصف



السلسلة الزمنية .

# ٤ - يتضح ذلك في العرض البياني التالي:



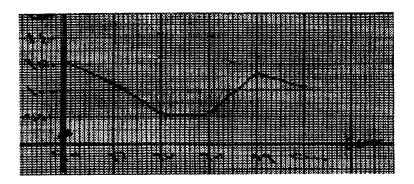


# عزل أثر الاتجاه العام :

يتم عزل (استبعاد) أثر الاتجاه العام عن طريق تحويل قيم السلسلة الزمنية إلى نسبة مئوية من القيم الاتجاهية المناظرة لها ، ومن ثم يكون الناتج هو تأثير التغيرات الدورية والعرضية إذ لا يوجد تأثير للتغيرات الموسمية في هذا المثال لكون البيانات سنوية ، ويتضح ذلك فيما يلي :

ص ص <i>ن</i> (الدورية والعرضية)	<i>صُ</i> (الاتجاهية)	ص (الفعلية)	السنوات
١٢١	٤٥,٥	00	1990
١٠٦	٦ ٤,٢	٦٨	1997
٨٣	۸۲,۹	79	1997
۸۳	۲۰۱٫٦	Λź	1997
117	۱۲۰,۳	100	1999
١.٣	189,0	1 84	۲

## ويتضح ذلك بيانيا فيما يلى:

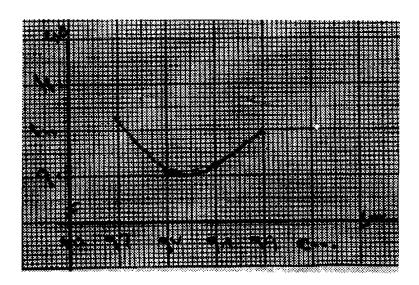




وأنه يأخذ متوسطات متحركة لقيم (التغيرات الدورية والعرضية) فإنه يكون قد تم عزل أثر التغيرات العرضية ويصبح الباقي هو تأثير التغيرات الدورية فقط ، ويتضح ذلك للمثال محل الدراسة كما يلى :

۲	99	91	97	97	1990	السنوات
1.7	117	۸۳	۸۳	1.7	١٢١	التغيرات الدورية العرضية × ١٠٠٠
	99,8	97,7	۹٠,٧	1.4,4		المتوسطات المتحركة

ويتضح ذلك في العرض البياني التالي:



وبهذا يكون قد تم تحليل السلسلة الزمنية ومعرفة أثر كل متغيراتها .



# مثال آخر يتناول بيانات شهرية (التغيرات الموسمية)

الجدول التالى يوضح نسب الأشغال الفندقي في محافظة القساهرة خسلال الفترة (٩٦ – ١٩٩٨) :

ديسمبر	نو فمبر	أكتوبر	سبتمبر	أغسطس	يوليو	يونيو	مايو	أبريل	مارس	فبراير	بناير	الشهور الشهور
75	٦٨	٧٩	٧.	٧٨	٤٦	01	٦.	٦٨	79	٦٤	٦٨	1997
٤١	٧٣	٧٥	٦٨	٧٨	٧٢	٦٣	٦٨	77	77	٧٢	٦٤	1997
70	٧٢	٦٣	70	٧٣	٦٧	0 8	०५	40	49	٣٧	40	١٩٩٨

المصدر: وزارة السياحة ، السياحة في أرقام .

والمطلوب: قياس التغيرات الموسمية .

## الحسل

## الجدول الإحصائي اللازم:

التغير ات الموسمية <u>ص × دنيل الموسم</u>	دليل الموسم	ص ۱۰۰۰×	ص = ۲۷-۲۷,۰س	٣	س ص	٩	س	السنوات والشهور
7, ; c	A1.1	1.1.3	7.4		•	3.4		ینابر ۹۳
	4.,1	40,0	77,77	,	٦ ٤	7 6	١,	۲
71	41.1	1.7,4	77,17	£	١٣٨	7.4	۲	٣
٧,٨٥	۸۸.۷	1.7.7	77,14	٩	٧٠٤	3.4	٣	ŧ
76.0	47.4	41	79,47	13	76.	٦.	٤	3
33.1	4.,.	vv.v	er.er	7.5	700	٥١	٥	٦



# تابع الجدول

۸,67	١	74,4	70,67	<b>#</b> %	177	£7.	٦	٧	
۸۰.٤	177.0	119.4	70,11	٤٩	9 £ 7	٧٨	٧	٨	
٧١.١	111.5	1.4.5	7 £,£A	7.5	٥٦.	٧.	٨	4	
٧٦,٠	117,7	177.7	76,37	۸۱	٥١١	V 4	4	١.	
٧٥,٠	117.7	1.3,4	76,80	١	٦٨٠	3.4	١.	11	
40,1	47.5	١٠٠,٠	76,00	171	٧٠٤	7.6	11	14	
٧,٧	۸۱,۱	۱۰۰,٤	34,43	166	<b>V7</b> A	7.6	17	1997 1	
٧,٧٠	4.,1	117.6	77,14	179	477	٧٧	18	۲	
7, V 6	41.1	1.1.1	77.77	147	471	77	١:	٣	
٥٥,٨	AA, <b>V</b>	۱۰٤,۸	44,40	773	44.	77	١٥	£	
71,5	47,4	١٠٨,٥	17,78	77.0	1.88	7.4	13	s	
٧,٢٠	4.,.	14	77,£1	444	1.41	7.4	۱۷	٦	
 77.1	١,٠	110.4	77,15	<b>TT</b> £	1797	٧٢	١٨	٧	
٧٦,٤	177.3	177.1	71,87	**1	1 £ A Y	٧٨	14	٨	
۸,۷۶	11.5	11.4	71,7.	٤٠٠	187.	٦٨	۲.	٩	
· VY.Y		177,7	· 55,88	£ £ 1	1040	٧٥	*1	١.	
٧١,٢	117,7	114,5	71,.8	£ A £	17.7	٧٣	**	١,	
۸,۲۰	47.0	۲۷,۷	٦٠,٧٩	279	168	٤١	77	17	
64.1	41.1	٤١,٣	7.,01	2 V Z	٦	73	۲٤	1444.1	
 31.7	41	71,£	7.,70	773	470	77	۲ ه	۲	
 3 \$ , 4	41.1	٦٥,٠	94,44	777	1.16	*4	4.2	٣	
٥٣,٠	۸۸.۷	7.40	09,71	744	110	**	**	í	
34,4	44.4	46,4	04,66	VA £	1974	22	4.4	•	
34.4	4.,.	41,8	04.17	٨٤١	1077	o t	74	٦	



# تابع الجدول

	<b>⊅</b> ∧,₹	1	117.4	٥٨,٩٠	۹	٠.١.	5.V	۳.	v
	<b>*</b> *, <b>*</b>	177.3	175.3	ወለ.ፕሞ	431	* * * * *	V F	۳۱	^
	5 € , ₹	111.1	111,6	۶۸,۳٦	1.71	*	٠,٥	**	٩
	50,€	117.7	د.۸۰۱	۶۸,۰۹	1.44	7.74	₹ र		١.,
•	٧١.٢	117.7	171,0	74.76	1107	* £ £ A	V *	T <b>£</b>	11
	9%,A	۵۳,5	117.4	٥٧.٥٥	1770	4475	د ۲	<b>T</b> 3	١٢
-	/	1	۳٦٠.	Y.Y £ Y	1 : 4 ) 4	TA14.	7757	7.7.	المجموع

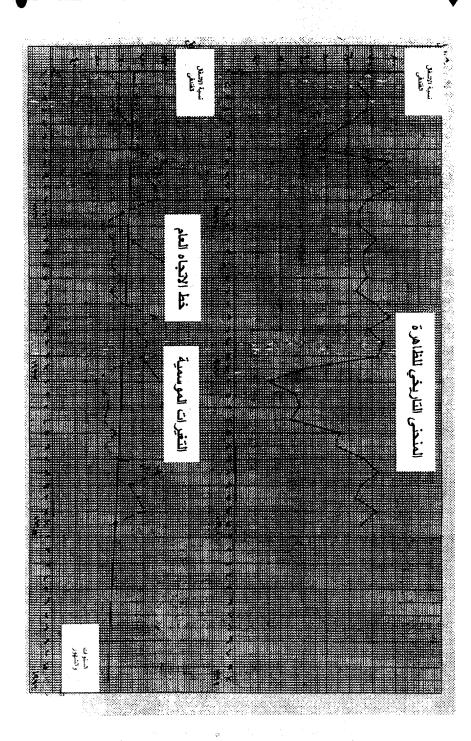
# التنبؤ بخط الاتجاه العام لعام ١٩٩٩:

# الجدول الإحصائي اللازم:

	صُ = ۲۷ _ ۰٫۲۷ س	س	السنوات والشهور
•	٥٧,٢٨	4.1	1999 1
	٥٧,٠١	٣٧	۲
وهذا ما يوضحه امتداد	٥٦,٧٤	۳۸	٣
خط الاتجاه العام	٥٦,٤٧	٣٩	٤
نعام ۱۹۹۹	۰۲,۲۰	٤٠	o
	00,97	٤١	٦
	००,५५	٤٢	٧
	००,७९	٤٣	λ
	00,17	٤٤	٩
	٥٤,٨٥	٤٥	١.
	٥٤,٥٨	٤٦	11
	05,77	٤٧	١٢

15







ملاحظات على جدول قياس التغيرات الموسمية:

(١)أن معادلة الاتجاه العام وهي  $\hat{u} = 77 - 77$  س تم الحصول

عليها من بيانات نفس الجدول حيث:

$$\frac{-\frac{2}{\sqrt{(2-1)^2}} - \frac{2}{\sqrt{(2-1)^2}} - \frac{2}{\sqrt{($$

•,YV -=

$$7V = \xi, 79V - 7Y, YA = \frac{(2\pi)}{3} \times 4 - \frac{(2\pi)}{3} = 7$$

(٢)  $\frac{\sigma}{c\hat{u}} \times 1.00$  هو الإجراء اللازم لعـــزل التغـيرات الاتجاهيــة لتصبح التغيرات الباقية هي الموسمية والدورية والعرضية حيث:



ن.  $a \times c \times a = \frac{b}{c}$  أى  $\frac{a}{c}$  والضرب فى مائة بهدف  $\frac{a}{c}$  إيجاد قيم التغيرات الباقية كنسب مئوية .

(٣)دليل الموسم هو الإجراء اللازم لإيجاد قيم التغيرات الموسمية ، ويتم

حساب دليل الموسم طبقا للجدول الإحصائي التالى :

دليل الموسم	المجموع	1991	1997	1997	الموسم للسنة
۸۱,۱	7 5 7, 7	٤١,٣	۱۰۰,٤	1.1,0	1
9.,1	77.7	٦١,٤	117, £	90,0	۲
91,1	۲۷۳,۲	٦٥,٠	1 . £, £	۱۰۳,۸	٣
۸۸,٧	<b>۲</b> ٦٦,1	٥٨,٦	۱۰٤,۸	1.7,7	ź
97,9	<b>۲9</b> ۳,۷	9 £, Y	١٠٨,٥	91,0	0
9 • , •	Y 7 9,9	91,7	1 , 9	YY,Y	٦
1 , .	<b>۲</b> 99,٦	۱۱۳,۸	110,9	٦٩,٩	٧
177,0	٣٧٠,٤	175,0	177,1	119,4	٨
11.,1	۲۳۰,٤	۱۱۱,٤	۱۱۰,٤	۱۰۸,٦	٩ .
117.7	404,1	١٠٨,٥	177,4	177,4	١.
117,7	٣٤٩,9	172,0	119,7	١٠٥,٨	11
97,0	۲۸۰,٦	117,9	٦٧,٧	1 , .	14
) ۲	٣٦	/	/	/	المجموع



ودليل الموسم هو متوسط النسب المئوية لمجموع مواسم السنوات المختلفة ، ويتأتى دليل الموسم إذا تحقق أن ٣٦٠٠ ÷ ٣٦ = ١٠٠ ، أو ١٠٠ خ ١٢٠ = ١٠٠ وعلى ذلك فالعمود الأخير دليل الموسم خال الفترة الزمنية (٩٦ – ١٩٩٨).

# الباب الضامسس

الأرقـــام القياسيـــة

# الباب الخامس

# الأرقام القياسية

# يشتمل هذا الباب على النقاط التالية :

#### تمهيد:

- -تعريف الرقم القياسي .
- استخدامات الأرقام القياسية .
- -صيغ (طرق تركيب) الأرقام القياسية ك
  - · في حالة متغير واحد .
  - في حالة عدة متغيرات
  - -مشاكل تركيب الأرقام القياسية .
    - بعض الأرقام القياسية الشائعة .
      - تطبيق ات .



#### التمهيد

عند دراسة تغير الظاهرة مع الزمن أو تغيرها من مكان لأخر أو عند مقارنة تغيرات مجموعة من الظواهر الأمر يتطلب ضرورة استخدام التغير النسبي دون التغير المطلق للأسباب التالية:

١-أن التغير النسبي أجدى كثيرا من التغير المطلق .

٢- أن التغير النسبي تعبير أدق عن مدى التغير في الظاهرة .

٣-عند المقارنة بين تغيرات ظواهر مختلفة فلابد من الغاء وحدات القياس وهذا لا يتأتى إلا باستخدام التغير النسبي .

#### مئـــال

إذا ارتفع سعر كوب الشاي من جنيه إلى جنيهان وإذا ارتفع سعر تذكرة السفر من ١٠٠٠ جنيه إلى ١٠٥٠ جنيه فالمطلوب: ١-احسب التغير المطلق والتغير النسبي في ظاهرة ارتفاع الأسعار هذه . ٢-قارن بين التغير المطلق والتغير النسبي في تطور السعر هذا.



٣-بين هل التغير المطلق أم التغير النسبي أجدى في المقارن بين ارتفاع السعرين .

ا – التغير المطلق في سعر الشاي  $\Delta$  س =  $\overline{w}$  – س

= ۲ – ۱ = ۱ جنیه

التغير المطلق في سعر التذكرة △ س = ١٠٥٠ - ١٠٠٠ = ٥٠ جنيه

ج <del>س</del> ج ۱۰۰۰ = التغير النسبي المئوي

التغير النسبي المئوي لسعر الشاي  $=\frac{7}{1}$  × ۲۰۰ = ۲۰۰%

، التغير النسبي المئوي لسعر التذكرة = ١٠٥٠ × ١٠٠٠%

٢–التغير المطلق في سعر كوب الشاي< التغير المطلق في سعر التذكــوة التغير النسبي في سعر كوب الشاي (١٠٠%) > التغير النسبي في ي سعر التذكرة (٥%) .



٣-يعتبر التغير النسبي هو الموضح للمقارنة الحقيقية بين ارتفاع السعرين .

#### Index Number

## تعريف الرقم القياسي :

هو مقياس إحصائي يستخدم لمقارنة الظاهرة في وضعين مختلفين أحدهما يسمي بوضع المقارنة والآخر يسمى بوضع الأساس وذلك بهدف قياس تغير الظاهرة سواء بالزيادة أو النقصان.

## ملاحظات على التعريف:

١-أن الظاهرة قد تكون لمتغير واحد كسعر سلعة ما أو الكميــة المنتجة من سلعة ما أو الكمية المستهلكة من سلعة ما ... وقد تكون لعدة متغيرات كأسعار مجموعة من السلع أو الكميات.

٢-أن عملية المقارنة تتم في صورة نسبة مئوية وذلك بقسمة وضع المقارنة على وضع الأساس مضروبا في ١٠٠

٣-أن وضع المقارنة والأساس قد يكون وفقا للزمن فيقال سنة



المقارنة وسنة الأساس ، وقد يكون وفقا للمكان فيقال مكان المقارنة ومكان الأساس ، وسوف يقتصر في هاذا الكتاب على دراسة الأرقام القياسية وفقا للزمن فقط حيث ما يطبق وفقا للزمن يمكن تطبيقه وفقا للمكان .

# استخدامات الأرقام القياسية :

ا-تستخدم الأرقام القياسية في التعرف على الأحوال الاقتصاديـــة
 وذلك بمقارنة أرقام الأسعار بغيرها من الأرقام ومنـــها أرقــام
 الإنتاج .

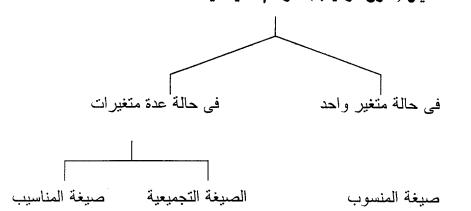
٢-التعرف على الاتجاه العام والتغيرات الموسمية لسلاسل الأرقلم

- القياسية بعد تركيبها على مر السنين لظواهر الإنتاج والمبيعلت
- والمخزون والصادرات والواردات لعديد من السلع الهامة .

٣-إمكان التنبؤ بالظاهرة وذلك باستخدام الأرقام القياسية الخاصة بها، وإن كان من الواجب اتخاذ الحيطة عند استخدامها في هذا الفرض ومراعاة بعض النواحي الإحصائية الهامة المتعلقة بها



## صيغ (طرق تركيب) الأرقام القياسية :



## أولا: صيغة المنسوب:

#### أمثلة

مثال ۱: قارن بین سعر اللحوم فی مصر عام ۲۰۰۰ بسعرها عام ۱۹۰۰ عام عام عام عام عام عام عام عام عام علی اعتبار أن عام ۱۹۰۰ وضع أساس إذا علمت أن السلعة عام علی ۱۹۰۰ یساوی ۳۰ جنیه وفی عام ۱۹۰۰ یساوی ۱۹۰۰ جنیه .

#### الحسال



وهذا يعنى أن أسعار اللحوم في مصر عام ٢٠٠٠ زادت بنسبة ١٠٠% عن سعرها في عام ١٩٠٠.

- مثال ٢: إذا كان سعر الكمبيونر عام ١٩٩٥ يساوي ٣٠٠٠ جنيه وفي
- عام ۱۹۹۸ یساوی ۲۸۰۰ جنیه فقارن بین السعرین علی اعتبار عام ۱۹۹۸ عام ۱۰۰ = ۱۰۰ .

الحسل

$$\frac{3}{2} = \frac{3}{2}$$

$$\%97,7. = 1... \times \frac{7...}{7...} =$$

وهذا يعنى أن سعر الكمبيوتر عـــام ١٩٩٨ (ع،) نقــص بمقــدار ٢,٧% عن سعره عام ١٩٩٥ (ع.) .

#### منحوظة:

التعبير بأن عام ١٩٩٥ = ١٠٠٠ يقصد به أن عام ١٩٩٥ سنة الأساس.

مثال ٣: إذا توفرت المعلومات التالية عن سلعة ما:

ع.=١٨٠ جنيه ، ع١٥٠٠ جنيه ، ك.=٠٠٠ وحدة ، ك١٥٠٠ وحدة

لمطلوب: ١- أوجد منسوب السعر.

٢- أوجد منسوب الكمية .

٣- أوجد منسوب القيمة .

#### لحـــل

$$\% \Lambda \%, \% = 1.. \times \frac{10.}{1 \Lambda \cdot} \times 1.. \times \frac{3.}{3.} \times 1.. \times \frac{3.}{1 \Lambda}$$

$$1.7. = 1... \times \frac{7...}{0...} = 1... \times \frac{13}{12.}$$
 منسوب الكميه =  $\frac{13}{12.}$ 

منسوب القيمة = 
$$\frac{3, \times 2}{3, \times 2}$$
 منسوب القيمة =  $\frac{3, \times 2}{3, \times 2}$  منسوب القيمة =  $\frac{3, \times 2}{3, \times 2}$ 

## تفسير الناتج:

- أن منسوب السعر نقص بمقدار ١٦,٧ % .
  - أن منسوب الكمية زاد بمقدار ٢٠%.
  - أن منسوب القيمة لم يسجل أي تغير .



ويلاحظ أن استخدام منسوب السعر في المقارنة لا يمكننا إلا من وصيف وجه واحد للطاهرة كسعر اللحوم فقط ، لكن إذا أردنا مقارنـــة مجمرعــة أسعار السلع الغذائية مثلا في وضعين مختلفين فإننا لابد من استخدام متوسط مجموع الأسعار ، لذلك يستلزم الأمر حساب رقم قياسي يعبر عـني التغير المتوسط للظاهرة ككل وليس لوجه منها فقط ، وهذا هو شأن علــــم الإحصاء حيث يتعامل مع الظواهر كبيرة العدد Law of large Number

#### ثانيا : الصيغة التجميعية :

للرقم القياسي التجميعي نوعين هما البسيط والمرجح .

أ - الرقم القياسي التجميعي البسيط:

مثال : فيما يلى بيان بأسعار عدة مشروبات باحد الفنادق في عامى . Y . . . . 1990

٤	جــ	ب	Í	المشروبات المشروبات
٤,٥	٥	٤	٣	1990
٦	Υ	٦	0.0	۲٠٠٠

والمطلوب: احسب الرقم القياسي التجميعي البسيط للسعر باعتبار عام . 1.. = 1990



#### الحسل

وهكذا بالنسبة للكميات والقيم .

# الجدول الإحصائي اللازم:

ع، (۲۰۰۰)	ع. (۱۹۹۰)	السلعة
0.0	٣	Í
٦	٤	ب
٧	٥	<del>&gt;</del>
٦	٤,٥	ء
Y £,0	١٦.٥	المجموع

$$\%151,0=1..\times \frac{75,0}{17,0}=$$
.

وهذا يعنى أن الأسعار في عام ٢٠٠٠ قد زادت بنسبة ٨,٥ % عما كانت عليه عام ١٩٩٥ .



#### ملاحظات:

أ – أن تركيب الرقم القياسي التجميعي البسيط يقوم على مقارنة متوسط أسعار سنة المقارنة بمتوسط أسعار سنة الأساس أي:

$$1 \cdot \cdot \times \underline{\phantom{a}} = 1 \cdot \cdot \times \underline{\phantom{a}} = 2 \cdot \cdot \times \underline{$$

ب- من الممكن استخدام الوسط الهندسي بدلا من الوسط الحسابي
 المستخدم في الملحوظة السابقة كما يلي:

٠ لو س	منسوب السعر	السلعة
۲,۱٤٦١	1 2 .	1
۲,۱۷٦۱	10.	ب
7,1788	1 44,4	<del></del> -
۲,۲٦٣٢	۱۸۳,۳	۶
۸,٧١٠٣		المجموع



$$Y,1 \vee V = \frac{A_5 \vee 1 \cdot W}{2} = \frac{A_5 \vee 1 \cdot W}{2} = \frac{A_5 \vee 1 \cdot W}{2}$$

ومنها هـ = ٥٠،٥١%

جـ- نظرا لكون تركيب الرقم القياسى التجميعي البسيط يقوم على استخدام المتوسط (متوسط مجموع أسعار سنة المقارنة ومتوسط مجموع أسعار سنة الأساس) ونظرا لكون المتوسط هذا قد أعطى مجميع المفردات الداخلة في حسابه أوزان متساوية رغم اختلاف الأهمية النسبية لكل مفردة فقد تكون كميات المشروب (أ) أكبر من كميات المشروب (ج-) أو ....، لذلك فإن القم القياسي الناتج رقم مضلل ، ولمعالجة هذا التضليل كان لابد من استخدام الترجيح في تركيب القم القياسي .

# ب- الرقم القياسي التجميعي المرجح :

يعنى الترجيح أن تعطى السلع وزن يتناسب مع أهميتها النسبية ،



وأوزان الترجيح الشائعة هي الكميات المتداولة من السلعة سواء كميات منة المقارنة أو كميات سنة الأساس. (١)

(١) الرقم القياسي التجميعي المرجح بكميات سنة الأساس (لاسبير):

## مثـــال

من بيانات المثال السابق أوجد الرقم القياسي التجميعي المرجــح بكميـات سنة الأساس إذا علمت أن كميات سنة الأساس هي ٠,٥، ، ٣,٥، ، ٥، ٣

#### الحسل

## الجدول الإحصائي اللازم:

ع. ك. (")	ع.ك. (۲)	ك. ١٩٩٥	ع، ۲۰۰۰	ع. ۱۹۹٥	السلعة
١,٥	7,70	٠,٦	0.0	٣ .	ţ
١٤,٠	۲١,٠٠	٣.٥	٦	٤	ب
70,.	٣٥,٠٠	٥	٧	٥	<del>ب</del>
17,0	۱۸,۰۰	٣	٦	٤,٥	۶
02,.	٧٦,٧٥	/	Y £,0	17,0	المجموع

And the second second

<sup>(</sup>١) يعتمد نركيب الرقم القياسي للأسعار يجب ترجيحه بالكميات ، وعند نركيب الرقم القياسي للأجور يجب ترجيحه بعدد العمال في كل فيه .

ربية بالتيمة الاعبارية للسلعة في سنة المفارنة.

<sup>&</sup>quot; القيمة الأعبارية للسلعة في سنة الاساس



الباب الخامس 
$$\sqrt{7},\sqrt{0}$$
 =  $\sqrt{2}$   $\sqrt{2}$ 

وهذا أن الأسعار قد ارتفعت بنسبة ٢٠٠١ في عام ٢٠٠٠ عما كانت عليه عام ١٩٩٥ وذلك بفرض ثبات الكميات المتداولة من السلع وفقا لكميات سنة الأساس.

# (٢) الرقم القياسي التجميعي المرجح بكميات سنة المقارنة (باش):

$$1... \times \frac{(3...)}{(3...)} = -$$

### مئـــال

- من بيانات المثال السابق أوجد الرقم القياسي (باش) إذا علمت أن كميات
  - سنة المقارنة هي ١,٥ ، ٧ ، ٣ .

الجدول الإحصائي اللازم:

ع.ك،	ع، ك،	1990, 4	ځ. ۲۰۰۰	ع. ١٩٩٥	السلعة
٤,٥	۸,۲٥	٠,٦	0.0	٣	ĺ
۲۰,۰	٣٠,٠٠	۳,٥	٦	٤	ب
٣٥,٠	٤٩,٠٠	٥	٧	٥	<del>&gt;</del>
17,0	١٨,٠٠	٣	٦	٤,٥	٤
٧٣,٠	1.0,70	/	71,0	17,0	المجموع



$$\%155, \Upsilon = 1... \times \frac{1.0, \Upsilon_0}{V \Upsilon} = \cdots$$

وهذا يعنى أن الأسعار قد ارتفعت بنسبة ٤٤,٢ % في عــام ٢٠٠٠ عمـا كانت عليه عام ١٩٩٥ وذلك الفرض ثبات الكميات المتداولة مــن الســلع وفقا لكميات سنة المقارنة (الكميات الفعلية).

## (٣) الرقم القياسي (فيشر):

هو رقم يعتمد في تركيبه على رقمي لاسبير وباش أي هو الرقم القياسي المرجح بكميات سنة القياسي المرجح بكميات سنة الأساس ، ويسمي بالرقم القياسي الأمثل لأنه يتغلب على ما قد يعتري الرقمين السابقين من مآخذ ناتجه عن التطرف في تأثير أوزان الترجيح .

مئـــال

من بيانات المثال السابق أوجد الرقم القياسي الأمثل.



#### الحسال

وواضح أن رقم فيشر يتوسط رقم لاسبير ورقم باش حيث أنه هو الوسط الهندسي لرقمي لاسبير وباش ، كما يتضح أنه يحد من أثر التطرف في الرقمين .

وعلى ما سبق يتضح أنه قد تم إيجاد معظم الستراكيب المختافة للأرقام القياسية (للأسعار) ، ألا أنه بنفس التراكيب يمكن إيجاد الرقم القياسي للكميات ، أو الرقم القياسي لتطور الإنتاج في قطاع ما أو لمجموعة من القطاعات الإنتاجية ، أو الرقم القياسي لتطور العمالة في قطاع ما أو لمجموعة من القطاعات الإنتاجية أو الخدمية ، باختصار يمكن استخدام الرقم القياسي في دراسة تطور الظاهرة أيا كان مجال الدراسة ، وما اقتصارنا فيما سبق على الرقم القياسي للأسعار إلا كوسيلة لعرض تراكيب الرقم القياسي .



## خصائص الرقم القياسى الجيد :

بداية لا يجوز القول بأن تركيبة ما للرقم القياسي هي الأفضل من تركيبة أخرى حيث يتوقف ذلك على مجال الدراسة والهدف منها فمثلا:

- إذا أردنا دراسة التغير في نفقة المعيشة بهدف معرفة ما هي تكلفة المعيشة اللازمة للمحافظة على مستوى استهلاكي معين، فإنه يتم الترجيح بكميات سنة الأساس حيث المطلوب هو المحافظة على نفس مستوى المعيشة.

- وإذا أردنا دراسة ما طرأ به نققة المعيشة الفعلية ، فإنه يتم الترجيح بكميات سنة المقارنة .

وفوق ذلك فإن للرقم القياسي الجيد خصائص منها:

(١) الاتعكاس في الزمن (البديل الزمني):

وهو أن نستبدل رموز سنة المقارنة برموز سنة الأساس والعكس

البديل الزمني لرقم لاسبير = <u>مج ع. . ك.</u>

البديل الزمني لرقم فيشر 
$$=\sqrt{\frac{2}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2}} \times \frac{2}{2} + \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

والقاعدة إذا كان الرقم القياسي × بديله الزمنى = ١ فإن الرقـم القياسـي جيد ، ويلاحظ أن رقم لاسبير و رقم باش لـم يجتازا هـذا الاختبار (القاعدة) ، أما رقم فيشر هو الذي يجتاز هذا الاختبار فمثلا بالنسبة لرقــم لاسبير:

## (٢) الانعكاس في المعامل:

إذا كان الرقم القياسي الأصلى هو الرقم القياسي للأسعار ، وأنــه إذا تم استبدال السعر بالكمية والكمية بالسعر ، فإن النـــاتج هــو البديــل المعاملي للرقم القياسي الأصلي .

$$1... \times \frac{12}{2}$$
 الرقم القياسي =  $\frac{1}{2}$  × ١٠٠ بديله المعاملي =  $\frac{1}{2}$  ك × ١٠٠ الرقم



الرقم القياسي=  $\frac{4}{2}$  عرب ك.  $\times$  ۱۰۰ ابديله المعاملي=  $\frac{4}{2}$  ك. ١٠٠ ابديله المعاملي=  $\frac{4}{2}$  ك. ١٠٠ ابديله المعاملي

، وهكذا لباقى الأرقام القياسية .

و القاعدة إذا كان الرقم القياسي×بديله المعاملي=منسوب القيمة  $\frac{5}{2}$  عن كن الرقم القياسي

فإن الرقم القياسي هذا رقم جيد .

ويلاحظ أن رقم لاسبير وباش لم يجتازا هذا الاختبار (القاعدة) بينما رقـــم فبشر هو الذي يجتاز حيث:

$$\frac{2}{2}$$
 ×  $\frac{2}{2}$  ×  $\frac{2}{2}$  ×  $\frac{2}{2}$  ×  $\frac{2}{2}$ 

$$\frac{4}{2}$$
  $\frac{3}{2}$   $\times \frac{4}{2}$   $\times \frac{4}{$ 

$$\frac{4}{5}$$
  $\times \frac{12}{5}$   $\times \frac{4}{5}$   $\times \frac{12}{5}$   $\times \frac{12$ 

$$\sqrt{\frac{5}{5} \cdot \frac{5}{5} \cdot \frac{5}{5} \cdot \frac{5}{5} \cdot \frac{5}{5} \cdot \frac{5}{5} \cdot \frac{5}{5} \cdot \frac{3}{5} \cdot \frac{5}{5} \cdot \frac{3}{5} \cdot \frac{5}{5} \cdot \frac{3}{5} \cdot \frac{3}{5} \cdot \frac{5}{5} \cdot \frac{$$



القيمة أي أن الرقم القياسي فيشر هو الوحيد الذي يجتاز اختبار الإنعكاس في المعامل .

## مشاكل تركيب الأرقام القياسية :

## ١ - المعاينة (اختيار السلع):

عند تركيب الأرقام القياسية يتم استخدام الطريقة العمدية في اختيار السلع (أو المفردات) الداخلة في التركيب، وللعينة العمدية مشلكلها الإحصائية التي يجب مراعاتها ، فعند تركيب الرقم القياسي للأسعار مثلا يتم أخذ عدد من السلع تمثل السلع المتداولة في السوق .

## ٢ - اختيار فترة الأساس:

أن اختيار فترة الأساس بشكل خاطئ يؤدى إلى الحصول على مقاييس (أرقام قياسية) مضلله أو عديمة المعنى ، لذلك يجبب أن تكون فترة الأساس خالية من المهزات والتقلبات الاقتصادية والاجتماعية والمناخية ، لذلك إذا تم اختيار إحدى سنوات الكساد كسنة أساس فإن الرقم القياسي الناتج يكون كبير بشكل مصطنع ولا يعبر عن التغيرات الفعليـــة



للظاهرة ، والعكس إذا تم اختيار إحدى سنوات التضخم كسنة أساس فإن الرقم القياسي الناتج يكون صغير بشكل مصطنع . غير معبر عن الظاهرة والخلاصة أن قيمة فترة الأساس تكون قيمة عادية لا مرتفعة ولا منخفضة . كما يجب أن تكون سنة الأساس قريبة من سنة المقارنة إذا وجود فترة طويلة بينهما يؤثر على دلالة الرقم القياسي .

### ٣- اختيار الأوزان:

أن تعطى الأهمية النسبية للمتغيرات الداخلة في تركيب الرقم القياسي وفقا للنظرية الاقتصادية .

#### ٤- اختبار المتوسط:

يعتبر المتوسط الحسابي أكثر المتوسطات استخداما في تركيب الأرقام القياسية ويندر استخدام الوسيط والمنوال.

## الأرقام القياسية الشائعة :

تحرص الجهات المسئولة في جميع دول العـــالم علــي حسـاب الأرقام القياسية للمؤشرات الاقتصادية والاجتماعيــة ومـن أمثلـة هـذه الأرقام:



- ١-الرقم القياسي لنفقة المعيشة (أسعار المستهلكين) .
  - ٢-الرقم القياسي لأسعار الجملة .
    - ٣-الرقم القياسي للأجور .
    - ٤ -الرقم القياسي للإنتاج .
    - ٥-الرقم القياسي لتنفيذ الخطة .



## تطبيقـــات:

## حالیه (۱)

الجدول التالي يبين الدخل والعمالة في قطاعات الإنتاج المختلفة عامي الجدول التالي يبين الدخل والعمالة في قطاعات الإنتاج المختلفة عامي

(الدخل بالمليون جنيه ، والعمالة بالألف عامل)

٧٠٠٣		۲		قطاع
العمالة	الدخل	العمالة	الدخل	الإنتاج
٤٢١٢	١٢٨٠	११४१	944	زراعة
110.	人źź	١٠٨٧	019	صناعة
۳۸	٤٨	٣٥	٤٦	كهرباء
710	140	<b>75</b> A	١٢١	تشييد
7710	١٨٠٤	٣١٠٦	١٢٦٧	خدمات
9.8.	٤١١١	۸۷۱۰	7907	الإجمالي

#### والمطلوب:

١-احسب إنتاجية العامل في كل قطاع .

٢- احسب الرقم القياسي للإنتاجية في عام ٢٠٠٣ باعتبار عام ٢٠٠٠=

١٠٠ ، وباعتبار هيكل العمالة في سنة المقارنة كأوزان للترجيح .



#### الخاطسل

الجدول القالي ي**وللخالين بختالاللخيال** في اجمالي تكاليف البناء وكينا المحال في الجمالي تكاليف البناء وكينا إلا المحال في العال في المحال في العال في العال عامي ١٩٦٥، ١٠٠٠ (الأرفاع فرضية) .

			The second secon	PROPERTY OF THE PROPERTY OF TH	
Editor of Section 19 of the	أهم مواد البناء ونسبتها في المعالم انتاليف البناء		اجية ١٩٩٥ م الم عرفي الى الم	الزقم القياسي لللإثة	٤
e traditional temperature		% E	3.	3/	
e-Cupumina atuat	ة العامل فهي	هي إنتاجي	العامل في السنة المقاونة ، ع	ث ع، تفي إنتاجيا	_
B (8-48-8-4)	الحذيث	et	١٠٠٠ جنيه للطن	.01	
A STATE OF THE PERSON NAMED IN	بنشفأة	ِنة م .	مي هيكل العمالة في سنة المقار	لة الأساش ، ك،	·
7777	الطوب	0	٦ جنيه (الألف طويه)	P	İ
	فألسنأأ	0 /	٩. حنيه متوسط أجر العامل	A. (	
	11 - 15	. 0	للازم:	جدول الإحصائي	Ц

٤	المطاوط	ع		ع. ك	ای	ع،	ع.	القطاع
7:	۱۲۸۰۰ شاء الرقم	۲۲,۸	90	، ۱٤٨,٤ كاليف البنا	17.73 1.73	۳۰۳۹	۲۲۰.۷	، زراعة م
	15441	۰۵,۰		۲۳۱۸0,۰	110.	٧٣٣,٩	081,9	صناعة
	£79V		ì	9954,5	19%	1 7 7 7, 7 × , ,	171.8,7	کهرباء ال
100 Table 100 Table 1	170.	۹,۰	1	9070,0	430	<b>٤</b> Υ٨,٦	457,7	تشييد .
Hand the state of	١٨٠٤٠	۲۳,۵/	١٣	o Y ኒ <i>ሉ</i> ለ, o	2210	"P) \$ 150°C	٠٧,٩	خدمات
manicipal backglicht	٤١٦٠٠	19,2	۳.	1, 1 Be on		<i>ጜ</i> ኇ∨٣,٨	۲۸۳۷,٥	الإجمالكي
PROPERTY OF STREET	4	દેઉ		۰,۴		· • Y	Alban et fan en stad	• 7
CONTRACTOR AT	၁	7		P £	١١٠٠١٩	101		٧,٥
STATE STATE			1069.1,1		للإنتاجلة	الرقم القياسي		
Ì	. 0	1		\	The second section of the second section of the second section of the second section s		۸۵,۵	



## (Y) 4\_\_\_\_\_

الجدول التالي يبين أهم مواد البناء ونسبتها في إجمالي تكاليف البناء وكذا أسعارها في عامي ١٩٩٥ ، ٢٠٠٠ (الأرقام فرضية) .

أسعاق علم ١٠٠٠	أسعاق علج ١٩٩٥		أهم مواد البناء و اجعالي تكالية
3,	ع.	실 %	المادة
۲.	١٥ جنيه للطن	١.	الأسمنت
10.	١٠٠ جنيه للطن	١.	الحديد
٩.	٥٥ جنيه للمتر	١.	الخشب
٩	٦ جنيه (الألف طوبه)	٥	الطوب
١,٨	٩,٠ جنيه متوسط أجر العامل	١٥	العمالة
	1	٥,	الحملة

## والمطلوب نـ

إنشاء الرقم القياسي لتكاليف البناء في عام ٢٠٠٠باعتبار عام١٩٩٥ -١٠٠

ع، <u>ع،                                  </u>	1 × -18	ع٠	٤	ك
١٣	1 88,8	٧.	10	١.
1.0	10.	10.	4	١.
۲.	۲.,	٩.	٤٥	١.
٧,٥	. 10.	٩	٦	٥
٣.	۲.,	1.1	۰,۹	10
۸٥,٥	۸۳۳,۳	1	1	٥,



وعلى ذلك فالرقم القياسي لتكاليف البناء هو الرقسم القياسي للمناسيب

$$\%1Y1 = 1... \times \frac{\wedge 0.0}{0.} =$$

أي أن تكاليف البناء في عام ٢٠٠٠ قد زادت بنسبة ٧١% عما كانت عليه عام ١٩٩٥ .

ملحوظة : ماذا لو تم إيجاد الرقم القياسي بدون ترجيح .

الحسل 
$$\frac{2}{2} \times \frac{3}{3} \times \frac{3}{3} \times \frac{3}{3}$$
 الرقم القياسي للمناسيب (كوسط حسابي)  $= \frac{2}{3} \times \frac{3}{3}$  حيث ن عدد المفردات

وهو الرقم مضلل لماذا؟



## حالله (۳)

الجنول التالي يوضح الكميات المباعة وسعر البيع لثلاث سلع في عسامي ٢٠٠٠ ، ٢٠٠٣ ،

۲	عام ۳	۲.,	عام ۲۰۰۰		
السعر (ع،)	الكمية (ك)	السعر (ع.)	الكمية (ك.)	السنع	
٨	10.	١.	١	Í	
0,5	٧٤.	٦	۲.,	ب	
٤,٧٥	٣٣.	0	٣.,	<del>-</del> -	

#### والمطلوب:

تركيب الرقم القياسي لقيمة المبيعات باعتبار عام ٢٠٠٠ = ١٠٠

#### الحسل

## الجدول الإحصائي اللازم:

ع.ك.	ع اك ا	السلع
1	١٢٠٠	1
17	1797	ب
10	1077,0	<del>&gt;</del>
٣٧	٤٠٦٣,٥	المجموع

- مجموع قيم السلع في سنة المقارنة - × · · \ مجموع قيم السلع في سنة الأساس

$$\%1.9, AY = 1... \times \frac{2.77,0}{7V..} =$$

وهذا يعنى أن قيمة المبيعات قدرات بمعدل ٩,٨٢% في سنة المقارنة عمل كانت عليه في سنة الأساس .

#### ملحوظة:

لمعرفة سبب هذه الزيادة هل راجعه إلى زيادة الكميات المباعة من السلع أم إلى نقص أسعارها نتبع الآتى:

أ - تركيب الرقم القياسي للأسعار وذلك لمقارنة أسعار سنة المقارنة بأسعار سنة الأساس ، وباستخدام الترجيح بكميات سنة المقارنة (باش) لمعالجة مشكلة التضليل :



.. الرقم القياسي للأسعار المرجح بكميات سنة المقارنة (باش) =

، الجدول الإحصائي اللازم:

ع. ك،	ع، ك،	السلع
10	17	1
122.	1797	ب
170.	1077,0	<del>&gt;</del>
٤٥٩٠	٤٠٦٣,٥	المجموع

$$\% \wedge \wedge, \circ = 1 \cdot \cdot \times \frac{\xi \cdot 77, \circ}{\xi \circ 9} = \sim :$$

وهذا يعنى أن الأسعار قد نقصت في عام المقارنة بمعدل ١١,٥ ا% عما كانت عليه في سنة الأساس .

ب- تركيب الرقم القياسي للكميات . ذلك لمقارنة الكميات المباعة في سنة المقارنة بالكميات المباعة في سنة الأساس ، وباستخدام السترجيح بأسعار سنة الأساس (لاسبير) لمعالجة مشكلة التضليل :



ن الرقم القياسي للكميات المرجح بأسعار سنة الأساس (لاسير) =

## ، الجدول الإحصائي اللازم:

ك. ع.	ك, ع.	السلع
1	10	i
17	1 £ £ •	ب
10	170.	جــ
٣٧٠٠	१०१.	المجموع

وهذا يعنى أن الكميات المباعة من السلع قد زادت بمعدل ٢٤,١% في

## (٤)

الجدول التالي يوضح الكمية المنتجة وتكلفة الوحدة منها لشركتين أ ، ب يقومان بإنتاج سلعة ما في عامي ٢٠٠٠ ، ٣٠٠٠ .



	۲٠.٣		۲			
% للشركة في	تكلفة الوحدة	الكمية	% للشركة في	تكلفة الوحدة	الكمية	الشركة
الإنتاج	(ك,)	(, 선)	الإنتاج	(ت.)	(. 실)	i
%0.	٥,٧	٣٠.	%人。	٦	٤٠٠	1
%0,	٤,٥	٣.,	%٢٠	0	1	ب
%١٠٠	1	٦,,	%١٠٠	/	٥.,	الجملة

#### والمطلوب:

تركيب الرقم القياسي لمتوسط تكلفة الإنتاج باعتبار عام ٢٠٠٠ = ١٠٠

#### لحـــل

الرقم القياسي لمتوسط تكلفة الإنتاج = متوسط تكلفة الوحدة في سنة المقارنة متوسط تكلفة الوحدة في سنة الأساس

$$1 \cdot \cdot \times \frac{\frac{(\cancel{t}, \cancel{\circ} \times \cancel{v} \cdot \cdot) + (\cancel{\circ}, \cancel{v} \times \cancel{v} \cdot \cdot)}{\cancel{\circ}, \cancel{\circ}, \cancel{\circ}, \cancel{\circ}} =$$

$$\% \Lambda V, 9 = 1 \cdot \cdot \times \frac{\circ, 1}{\circ, \Lambda} =$$



وهذا يعنى أن متوسط تكلفة الإنتاج قد نقصت بمعدل 15,1% فـــى ســنة المقارنة عما كانت عليه في سنة الأساس.

#### ملحوظة:

لمعرفة السبب في هذا النقص هل راجع إلى نقص في تكلفة الوحدة أم إلى تغير في هيكل(١) نتبع الأتي:

متوسط تكلفة الوحدة في سنة المقارنة = \_\_\_\_\_\_\_ منوسط تكلفة الوحدة في سنة الأسلس لكن بهيكل المقارنة منوسط تكلفة الوحدة في سنة الأسلس لكن بهيكل المقارنة

$$1 \cdot \cdot \times \underbrace{\frac{\circ, 1}{(\circ \times \tau \cdot \cdot) + (1 \times \tau \cdot \cdot)}}_{1 \cdot \cdot \cdot} =$$

$$. \%97, V = 1.. \times \frac{0,1}{0.0} =$$

<sup>(</sup>¹) التغير في هيكل الإنتاج يعني التوسع في الشركة ذات التكلفة الأقل ، وتقليل انتاج الشركة ذات التكلفة الأعلى



وهذا يعنى أن نقص تكلفة الوحدة قد تسبب في نقصص متوسط تكلفة

الوحدة المنتجة بمعدل ٧,٣% في سنة المقارنة عما كانت عليه في سنة

الأساس .

متوسط تكلفة الوحدة في سنة المقارنة لكن بتكلفة الأساس = متوسط تكلفة الوحدة في سنة الأساس + ١٠٠٠ متوسط تكلفة الوحدة في سنة الأساس

$$1 \cdot \cdot \times \underbrace{\frac{\circ \cdot \circ}{(\circ \times 1 \cdot \cdot \cdot) + (\cancel{1} \times \cancel{\xi} \cdot \cdot)}}_{\circ \cdot \cdot \cdot} =$$

وهذا يعنى أن متغير الهيكل قد تسبب في نقص تكلفة الوحدة المنتجة بمعدل قدرة ٥٠,٢%.



## حالــة (٥)

إذا كان المستهدف في خطة شركة نقل سياحي هو القيام بالانتقالات الداخلية لعدد ٥٠٠٠٠ سائح في شهر ما ، وقد تبين أن الشركة قد قامت بهذا العمل لعدد ٦٠٠٠٠ سائح ، فما هو الرقم القياسي لتنفيذ الخطة .

#### الحــــل

الرقم القياسي لتنفيذ الخطة = الوارد بالخطة الدين الخطة = ١٠٠٠ = ١٠٠٠ = ١٠٠٠ = الوارد بالخطة الدين الخطة الدين الدين الدين الخطة الدين الد

%17. =

أي أن الخطة تم تنفيذها مع زيادة قدرها ٢٠%

e

حالــة (٢)

البيانات التالية تمثل متوسط آجر العامل في أربيع فنادق في عامى عامى . ٢٠٠٣، ٢٠٠٣ .



	۲۳			
عدد العمال	متوسط أجر العامل	عدد العمال	متوسط أجر العامل	الفندق
٨	۳.	٦	Y :	ĺ
١٣	۴۸	۲	٣٢	ب
٧	٤٥	٤	٤١	<del></del>
٦	٣٥	0	47	ç

#### والمطلوب:

١-أوجد الرقم القياسي الأمثل لمتوسط أجر العامل باعتبار عام ١٠٠٠ . ١٠٠٠

٢-إذا علمت أن الرقم القياسي لنفقة المعيشة عام ٢٠٠٠ = ١٢٤ فما هـو
 التغير الحقيقي في مستوى أجور العمال .

$$\sim (\forall w : x ) = \frac{\cancel{>} (\cdot 7 \times 7 + \lambda 7 \times 7 + 0 \cancel{?} \times \cancel{?} \cancel{?}$$

%1.9,7 =

%119 =



وهذا يعنى زيادة متوسط أجر العمال بمعدل ١٤,٣ ا % في سلمة المقارنة عما كانت عليه في سنة الأساس.

الرقم القياسي للأجور الحقيقية = الرقم القياسي للأجور الحقيقية - الرقم القياسي لنفقة المعيشة - ١٠٠٠  $1... \times \frac{115,7}{175} =$ 

**%9Y** =

وهذا يعنى نقص في متوسط الأجر للعمال في عام ٢٠٠٣ عما كان عليه في عام ۲۰۰۰ ، والنقص بمعدل ٨% .

## ( V ) حالـــة

الجدول التالي يوضح الإيرادات السياحية بالمليون جنيه خلال الفترة . ٢٠٠٠/١٩٩٩



7	77	71	۲	1999	السنوات
937	777	۸۹٥	477	٣١.	الإيرادات السياحية

#### والمطلوب:

١-أوجد الرقم القياسي لتطور الظاهرة سنة بعد آخرى
 (الأساس المتحرك)

٢-أوجد الرقم القياسي لتطور الظاهرة بالنسبة لسنة ١٩٩٩
 (الأساس الثابت) .

#### لحسل

## ١- باستخدام الأساس المتحرك:

ملاحظات	الرقم القياسي	الإيرادات	السنوات
	-	٣١.	1999
نقص بمقدار ۱۱%	(') Aq	777	۲
زیادة بمقدرا ۱۱۲٫٦ ا%	۲۱٦,٦	091	71
زیادة بمقدار ۳۸%	ነ ሞለ	۲۲۸	77
زيادة بمقدار ١٣%	114	977	۲۳

مکذا ، . . . ، ۱۰۰۰ <u>۲۷۲</u> = %۸۰



## ٢- باستخدام الأساس الثابت:

ملاحظات	الرقم القياسي	الإبرادات	السنوات
	_	٣١.	1999
نقص بمقدار ۱۱%	٨٩	<b>۲</b> ۷٦	۲
زيادة بمقدرا ٩٣%	198	091	71
زیادة بمقدار ۱۹۷%	, <b>۲</b> ٦٧	٨٢٦	77
زيادة بمقدار ٢٠٠%	۳.,	9371	۲۰۰۳)



## الجدارل الإحصائية

جدول 1: السلمات تحت المنعلي الطبيعي الآياسي Arees of a Standard Normal distribution

*	* }}	3	g/wt							-
T. 1	O I	1	2	3		5	6	7		
3	0813				1				•	· .
	Salas			·					2014	.0014
.3.0	6018	.0018			.0016	.0018	.0015	.0015	.0026	.8019
.2.8	.0026	.0026	.0024	.0023	0053	.0022	.0021	0028		0026
.2.7	0035	.0034	0033	.0032	0031	0030	.0039	0038		.0036
1-2 ĕ	0047	.0045	0044	.0043	0041		0052	10051	0039	
1-2.5	0002	0060	0059	.0057	.0055	.0064	JUUUZ	****	.0000	
					.0073	.0071	0069	.0068	3800	.0064
2	.0082	.0080	.0078	.3075		0094	.0091	0088	0087	0084
1-2.3	\$ 2	.0164	.0102	.0009	.0098 0125	0122	0118	8116	0113	0110
.2.2	X 2	.0136	0132	.0129	.0:62	0158	0154	0150	0146	0143
1-2.1	2	.0174	.0170	.0186	0207	.0252	0197	0193	0185	01=3
-2,6	.0227	0252	.0217	.0212		.9494				. 1
	I 31			0268	0282	0256	0250	0244	0239	0233
-5.9		0281	0274		****	0322	6314	0307	9300	0294
1-1.8		.0351	.0344	0336	.0329	.0401	0392	0334	0975	0367
	3446	.0435	.0427	.0418		3495	0485	0475	0485	0455
1.1.8		.0537	.0526	.0516	.0505	8808	0584	0582	.0571	6559
] · 1.8	0858	្តមុខទទ	.0543	.9630	,0618	.uvu				
	1				0749	0735	.0721	.0708	.0694	osa:
	.0808	0793	.0778	.0764 0918	.0801	.0885	2000	0853	.0838	0803
	.0968	.0951	.0934		1075	1056		1020	1003	0985
	1151	.1131	.1112	.1093	1271	1251	1230	1210	.1180	1170
1:::	•	1935	.1314			1489	1446	1423	1401	1870
1.0	.1587	.1582	1539							
1	1	1814	1788	.1782	1736	1711	1885	.1860	.1635	.1611
	.1841		2051	2033	.2005	1977	1949		1894	1867
0.6		<b>1</b>	.2358	2326	2297	2268			.2177	2148
0.1	3.		2678	2843	2611	2578		2514	2483	2451
0.1		2	3015	2981	2946	2912		2843	.2810	2776
1.0.	3085			* 201	<b>[ " " "</b> " " " " " " " " " " " " " " " "				1	
1.	.3446	.3409	.3372	.3336	3330	3264	3228	3192	.2156	.3121
-0.		The second second	<b>≱</b> ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~ ~		3689			2		<b>*</b>
-0.			3	\$ 000 DOM:	4052	4013	200000000000000000000000000000000000000	3930	3897	3859
-0.	S. 10.1444		\$	4483	.4443			4325	.4286	4247
			1 2 2 3 3 4	3				.4721	4881	,4641
13	5000		لاشتتنس	******	***********		*******			***************************************



## حنيل لا تابع السلمات تحت المنعلي الطبيعي القياسي

## Areas of a Standard Normal distribution

<u>*</u>	1 0	1	2	3	1	1 5	1 8	7	T 8	, <u>, , , , , , , , , , , , , , , , , , </u>
9.6		5040	.5080	.5120	.5160	5199	5239	5279		
0.1		5438	.5478	<b>.</b>	.5557	.5536	5636	8675	.5714	6783
0.3		.5832	5871		.5348	.2987	.6626	8064	.6103	\$141
0.3		.6217	.6255			.6368	.5406	8443	6480	6517
0.4	6554	.6591	6628	.6664	8760	.6736	.6772	.680#	6844	K879
0.5	<b></b> .									
0.5		8950 72 <b>9</b> 1	6885	300000000000000000000000000000000000000	7054		.7123	7157		.7224
l ö,		7811	.7324 7842		7389	.7422	.7454	7486	7517	7849
0.8	7881	7910	7939	.7673 .7867	.7764 7996	7734	7764	.7794	7823	7652
0.9	<b>(2</b> 000) / 000000	8186	8212		3264		.8851	8079		8133
1					. 32.07	.8289	.8315	8340	8365	.8389
10	8413	8438	8461	8485	#508	.8531	8554	8577	8590	862:
111	8843	8665	8696	8708	8729	8749	8770	8750	8816	8830
1,2	8849	8869	.5888		#925	8844	8962	8980	6997	4010
1.3	9032	9049	.9066		8099	.9115	9131	9147	2162	0177
1.1	9192	9207	9222	92.46	9251	9285	9279	9797	9306	9310
1.5	. <del>5</del> 332	.9345	9357	9370	.0382	.9394	9408	.9418	.9429	3441
1.8	.9452	9463	3474	9484	9495	.9505	.9515	.9525	9535	3545
17	.9554	9564	.0573	.9582	2591	9599	.9608	.9616	9625	9833
1.8	.8641	8643	9656	9663	3671	9678	.9688	9693	9700	.9700
1.5	.6713	9719	.9728	.9732	9738	9744	8750	9758	.9761	9767
										1
2.6	.9773	9778	9783	9788	9793	9798	4803	3808	9812	96:
2.1	9821 9861	9826	9830	9834	98381	8842	9846	9850	3654	.9857
23	9893	9864 9896	9868	9871	9876	9678	9881	9884	9887	9890
2.4	9918	9920	8898	9901	9904	9206	9909	9911	9913	9916
• •		cv	9922	9925	9027	9929	.993:	8895	9934	3936
2.5	9938	9940	9941	9943	8945	9946	9948	9949	9251	
2.6	2953	9856		9957	9959	9980	9981	8382	9987	9953
2.7	.99es	9966	9987	9968		9970	9971	9372	9973	9964 9974
2.8	9974	9975	9976	9977	9977	9978	9979	9979		9981
2.9	9981	9982	9982	9983	9984	********	9985	9885	9986	9086
3.0	0.9987	1	L							



جدرل أأ: ترزيع ت

## Student's t Distribution



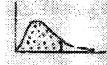
U 1 10 58 025 01 1 3078 8.314 12,706 31.82

17==	10	.08	025	.01	005
			12,706	31.821	69.657
2	3 078	6.314 2.920	4.303	8 985	0.025
1 3	1.838	2.353	3.182	4.541	5.841
	1.833	2.132	2.776	3.747	4.604
	1.475	2.015	8.571	3.365	4.082
	1.440	1.943	2.447	3 143	3.707
6 7	1.415	1,898	2.365	2.098	3 400
ė	1.397	1 880	2.308	2.096	3.355
9	1.383	1.633	2.262	2.821	3.250
10	1.372	1.812	2.228	2,784	3.169
		1.706	2.201	2 718	3.108
111	1.383	1.782	2 179	2 681	3.055
13	1.360	1.771	2.160	2.650	3 012
14	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977
15	1.341	1.763	2.131	2.602	2.947
16	1 337	1.748	2.120	2 583 2 507	2 921
17	1.333	1.734	2.101	2 582	2 276
19	1 328	1.729	2.003	2.530	2 861
20	1.325	1.725	2.086	2.528	2.848
1					
21	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831
22	1.321	1.717	2.074	2.508	2,819
23	1.319	1.714	2.069	2.492	2.797
28	1.316	1.708	2 080	2.485	2.787
1 · •					
26	1.315	1.708	2.056	2.479	2.778
27	1.314	1 703	2.052	2.478	2.771
28	1.313	1 701	2,048	2.467	2.763
29	1.311	1.699	2.048	2.462	2.750
	1				
40	1.303	1.664	2.021	2.423	
80	1.298	1.671	2.000	2.320	2.880
120	1.289	1.658	1.980	2.358	2.617
- 20	1.282	1.645	1.980	2.326	2 576



#### هال III: ترزيع مريع كاي

# The $\chi^2$ distribution



83						
	L	***************************************	91 (8 5 2			
V	0.01	0.025	0.050	0.85	0.976	0.99
1	0.000	0.001	0.004	3.84	5.02	6.63
2	0.020	0.051	0.103	5.99	7.38	9,21
3	0.115	0.216	0,216	7.81	9.35	11.30
4	0.297	0,484	0.711	9.49	11.10	13.30
- 8	0.554	0.831	1.15	11.10	12.80	15.10
- 6	0.872	1.24	1.84	12.60	14.40	16.80
7	1.24	1.69	2.17	14.10	16.00	18.50
8	1.65	2.18	2.73	15.50	17.50	20.10
9	2.09	2.70	3.33	16.90	19.00	21.70
10	2.56	3.25	3.94	18.30	20.50	23.20
11	3.05	3.82	4.57	19.70	21.90	24.70
12	3.57	4.40	5.23	21.00	23.30	56.50
13	A.11	5.01	5,89	22.40	24.70	27.70
14:	4.66	5.63	6.57	29.70	26.10	29,10
15	5.23	6.26	7.26	25.00	27.50	30.60
16	5.81	6.91	7.96	26.30	26.80	32.00
17	8.41	7.56	8.67	27.60	30.20	33.40
18	7.01	8.23	9.39	28.90	31.50	34.80
19	7.63	8.91	10,10	30.10	32.90	36.20
20	8.26	9.59	10.90	31.40	34.20	37.60
21	8.90	10.30	11.60	32.70	35.50	38.90
22	9.54	11.00	12.30	33.90	36.80	40.30
23	10.20	11.70	13.10	25.20	38.10	41.60
24	10.90	12.40	19.80	38.40	39.40	43.00
25	11.50	13.10	14.60	37.70	40.60	44.30
26	12.20	13.80	15.40	38.90	41.90	45.60
27	12,90	14.80	16.20	40.10	43.20	47.00
28	13.80	15.80	16.90	41.30	44.50	48.30
29	14.30	16.00	17.70	42.60	45.70	49.60
30	15.00	16.80	18.50	43.80	47.00	50.50

ېدول ۱۷: توزيع ك (۲۰) F distribution (5%)

						Skipelcarce Levol					
V2/V	·	2	3	•		T 8	172	r	η		
1	164.4	199.5	215.7	224.6	230.2	234.0	231.9	24 249.0	<u> </u>		
2	18,5	19.2	19.2	15.3	19.3	18.3	18.4	19.5	254 3		
3	10.1	9.5	\$.3	9.1	9.0		8.7	8.6	19.5		
4 5	7.7	€ 3	6.6	6.4	8.3			8.8	8.5		
\$	6.8	5.8	5.4	5.2	5.1	5.0	4.7	4.5	5.5		
									4.4		
*	6.0	5.1	4.8	4.5	4.4	4.3	40	3.8	<b>.</b>		
7	8.6	4.7	4.4	4.1	4.0	3.9	3.6	3.4	3.7		
8	5.3	4.5	4.1	3.8	3.7	38	5.3	3.7	3.2		
\$	5.1	4.3	2.9	3.5	3.5	3.4	31	8.9			
10	5.8		3.7	3.5	3.3	3.2	29	2.7	2.7		
								<b>6.</b> <i>f</i>	25		
	4.8	4.0	3.6	3.4	32	3.1	2.8	2.8	7.		
12	4.8	3.2	3.5	2.3	3.1	3.0	2.7	2.5	23		
13	1,7	1.8	3.4	3.2	3.0	2.9	26	2.	22		
14	4.6	3.7	3.3	3.1	3.0	2.9	2.5	23	2.1		
15	4.5	3.7	3.3	3.1	24	2.8	2.5	2.3	21		
1				1				***	•		
16		34	3.2	3.0	2.9	2.7	2.4	22	2.0		
17	4.5	3.8	3.2	3.0	2.8	27	24	22	20		
18	**	3.6	3.2	2 8	28	2.7	2.3	21	13		
19		3,5	3.1	2.9	2.7	2.6	2.3	21	13		
20		3.5	3.1	2.9	2.7	2.5	23	21	18		
<b>2</b> 2		3.4	3.1	28	2.7	2.6	2.2	20	11		
24	4.3	3.4	3.0	2.8	2.6	2.5	2.2	2.0	17		
24	42	34	3.0	2.7	2.6	23	2.2	2.0	17		
\$8	4.2	13	3.0	2.7	2.6	24	21	14	13		
30	4.2	3.3	2.3	2.7	25	2.4	2.1	1.0	1.6		
							1		***		
40	**	32	2.9	2.6	2.5	23	20	1.8	1.5		
10	4.0	3.2	2.8	2.5	24	2.2	1.0	17	11		
20	19	3.1	2.7	2.5	2.3	2.2	1.8	18	13		
Ø i	3.8	3.8	28 1	21							



## (۲۱) مناح قد (۲۱) \* I distribution (۱۳۰)

- 39 		1	X				Fdi	stribi	mon	(1%)	:
in y		<i>[</i>	A		. Jakishi					\$25 - 124 F.	:*
	للمقي	سيمون ويرون	  }}	600	k expers	na nadaa	and the same of				
	() ()	ووسنسي		~	0.01 Sig	elicanci	Level				
1				3 1	``` <b>`</b> ````	* 1	6		12	24	<u>.w.</u> j
Į.	******	سلسا	2	\$403		5764	5859	8981	6108	8234	8366
		4052	4999		993	99.3	99.4	39.3	99.4	99.5	39.5
	2	98.8	99.0	99.2		28.2		27.5	27.1	26.6	28.1
		34.1	30.8	29 5		15.5	15.2	14.8		13.9	13.5
		21.2	18.0			11.0	10.7	10.3		9.5	0.6
1	<b>. 5</b> . Ş	16.3	13.3	12.1	11,4	: * * * * * * * * * * * * * * * * * * *					
1	- 4J						8.5	8,1	7.7	7.3	6.8
	6	13.7	10.9	8.8	2.2	8.6	8.3 3.2	6.8	6.5	61	5.7
1	7	12.3	9.8	3.5	7.9	7.5		6.0	5.7	5.3	4.8
1	8	11.3	8.7	7.6	7.0	6.6	6.4	5.5	8.1	4.7	4.3
1		10.5	8.0	7.0	8,4	6.1	5.8	8.1	4.7	4.9	3.9
		10.0		8.5	6.0	5.6	3.4	3.1		7,0	
	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1		800	<b>)</b>	888		1888		4.4	4.0	3.6
·	11	9.7	7.2	62	5.7	5.3	\$1	4.7	<b>4</b> 10.300.00 000	3.8	3.4
	12	- <b>3</b> 1 1	6.9	8.0	5.4	5.1	4.3	4.5	4.2		32
		Standari S	6.7	5.7	5.2	4.9	4.6	4.3	*.0	3.6	3.6
	13	. <b>3</b>	6.5	5.8		4.7	4.5	(4.1)	3.8	3.4	
1	13		6.4		4.9	4.8	4.3	4.0	3.7	3.3	2.9
	1.0	8.7		1 ***	483	100					
	1 8			6.3	4.8	4.4	4.2	3.9	3.6	3.2	2.8
	1 *		6.2	5.2	**************************************	4.3	141	3.8	3.5	3.1	2.7
	10			<b>ିଆ</b> ଅନ୍ତ	4.9	4.3	4.0		3.4	3.0	2.6
* 83	1					4.2	3.9	1 20	3.3	2.9	2.5
	1 1	100			4.5	14.1	•		3.8	2.8	2.4
	3	8.3	5.9	4.9	4.4	***					
					100		3.8	3.5	3.1	2.8	2.3
	2	7.9	5.7			e de la companya de		1.0	3.0	2.7	2.2
	12		5.8				- <b>T</b> ***********************************	3.00	3.0		· X
	2	6 7.7	5.5							. 💲 : : : : : : : : : : : : : : : : : :	
	. 2		Acceptance of the control of					* <b>3</b> ****			
	: * ::	0 7.0	Carlotter Spins	4.	4.0	3.7	3.5	` **	* "		
14	1.		1 🔅		1000		100		1.	2.3	1.8
•		0 7.	3   5.2	43	) (3.0						<b>4.3</b>
		ŭ 7.			( 3)	1 3.3		🛣 🗶 🕽 🗆 🗆			
		13.33				3.3					₩ <b>.</b>
	1 3 3	2016.	ec 3 200	200 B / 118				. 1 3 1	1 2.2	1.8	1 1 · 4 · .



#### الفهيرس

	رقم الصفحة	الموضيوع
		الباب الأول
		التوزيع الطبيعي وتطبيقاته
0	۲	المفصل الأول: التوزيع التكراري المعتدل كمدخل لدراسة التوزيسع
Y	·	الطبيعي .
*	70	<b>المفصل الثاني</b> : دوال التوزيع الطبيعي .
and the second		الفصل الثالث : تطبيقات ، مستعدد مستعدد مستعدد المستعدد ال
		الباب الثانى
		التوزيعات العينية وتطبيقاتها
	٦,	الفصل الأول: توزيع متوسطات عينات المجتمع واستخدامه في تقدير
	• •	· ( $\mu$ )
<b>4</b>	١	الفصل الثانى: توزيع نسب عينات المجتمع واستخدامه فى تقديسر
	,	( <b>B</b> )
*	117	الفصل الثالث : توزيع متغير ذات الحدين (نجاح وفشل) واستخدامه
	, , ,	فى تقدير احتمال وقوع النجاح فى المجتمع .
ř		الباب الثالث
		اختبارات الفسروض
*	1	الفصل الأول: اختبار المتوسطات (المقارانات)
	۱۸۲	الفصل الثانى: اختبار التباينات (التجانس)
	197	الفصل الثالث: اختبار النسب .
	۲.1	الفصل الرابع: اختبار الفرق بيت التكرار الشاهد والتكرار المتوقع.



#### تابع الفهسرس

رقم العفحة	الهوفـــوع	
	الباب الرابع	
	السلاسسل الزمنيسة	
**1	- تعریف السلسلة الزمنیسة (اللفظسی، الریساضی، البیانی)	\$ 1
<b>TT £</b>	البياسي السلسلة الزمنية (الاتجاه العام ، الموسمية ،	•
·	الدورية ، العرضية)	
***	- نماذج تحليل السلسلة الزمنية .	
***	<ul> <li>تحليل السلسلة الزمنية وفقا للنموذج الضربي .</li> </ul>	
	الباب الخامس	
	الأرقام القياسية	,
***	رقم الإيداع بدار الكتب المصدية بسينة الموقع الإيداع بدار الكتب	
171	- استخدامات الأرقام القياسية . ج ٢ ، ، ، ، ٧ ٧ ٥ ٧	
777	<ul> <li>صیغ (طرق ترکیب) الأرقام القیاسیة ك</li> </ul>	
442	الكرقيم الدولي ١٨٠٨ . قيلًا الأرقام القيالم المرابع الأرقيم الدولي المرابع الأرقام المرابع الم	
***	<ul> <li>بعض الأرقام القياسية الشائعة .</li> </ul>	•
***	- <del>نطبیق ا</del> ت .	



## تابع الفعسرس

	15					
	الووفيـــوعم					
•	الباب الرابح					
	السلاسسل الزمنيسة					
?	- تعريف السلسلة الزمنية (اللفظى، الرياضي،	177				
.1	البياني)					
	- عناصر السلسلة الزمنية (الاتجاد العام ، الموسمية ،	377				
	الدورية . العرضية)					
	- نماذج تمليل السلسلة الزمنية .	877				
	- تحليل السلسلة الزمنية وفقا للنموذج الضربي .	PYY				
	الباب الفامس					
	الأرقام القياسية					
	- تعريف الرقم القياسي بميسما بستكا باعب واعيها مق	. 77				
*	- استخدامات الأرقام القياسية . ٢٠٠٥/٣٦ ٥٧	177				
	- صبغ (طرق تركيب) الأرقام القياسية ك	777				
	سمشاكل تركيب الأرقام القيا العي B.N. للتوقي المتوقع ا	777				
,	- يعض الأرقام القياسية الشائعة .	844				
		8134				